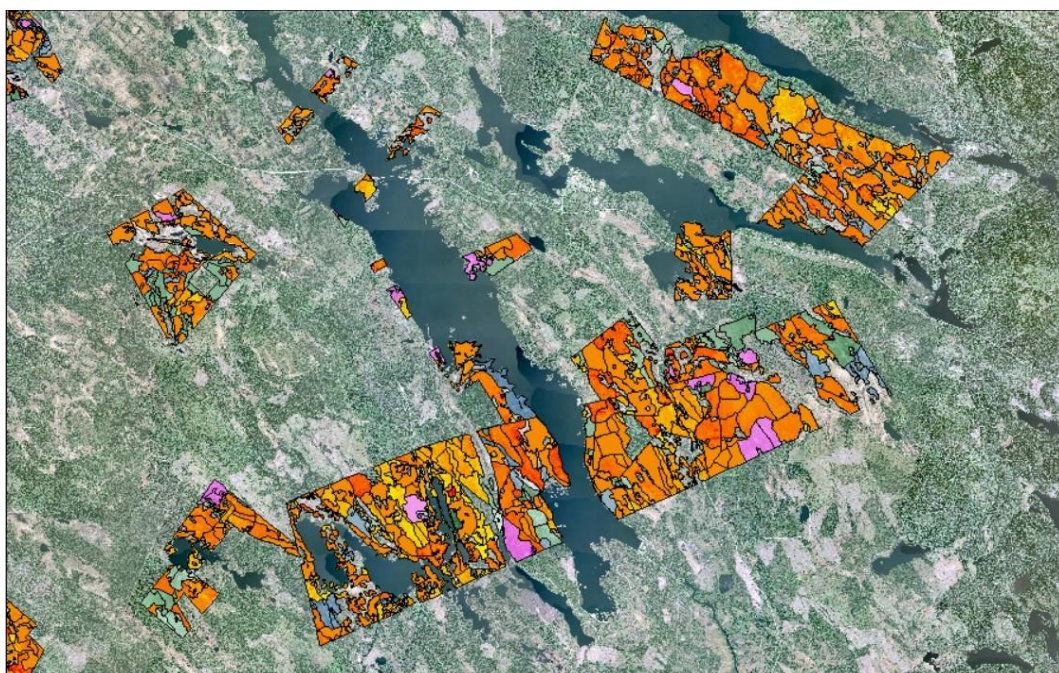


Skattningar av ståndortsindex – med flygburen laserskanning, allmänt tillgänglig information eller skördarmätningar?

*Site index estimations – by airborne laser scanning, commonly
available information or harvester measurements?*

Karl Larsson



Examensarbete/Självständigt arbete 30 Hp

Jägmästarprogrammet

Arbetsrapport / Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för skoglig resurshushållning, •502

ISSN 1401-1204

Umeå 2019

Skattningar av ståndortsindex – med flygburen laserskanning, allmänt tillgänglig information eller skördarmätningar?

Site index estimations – by airborne laser scanning, commonly available information or harvester measurements?

Karl Larsson

Handledare: Jörgen Wallerman, Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för skoglig resurshushållning
Bitr. handledare: Kenneth Nyström, Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för skoglig resurshushållning
Bitr. handledare: Erik Wilhelmsson, Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för skoglig resurshushållning
Bitr. handledare: Per Östman, Holmen Skog
Examinator: Hans Petersson, Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för skoglig resurshushållning

Omfattning: 30 hp
Nivå och fördjupning: Avancerad nivå, A2E
Kurstitel: Självständigt arbete i skogsvetenskap
Kursansvarig inst.: Institutionen för skoglig resurshushållning
Kurskod: EX0921
Program/utbildning: SY001 Jägmästarprogrammet

Utgivningsort: Umeå
Utgivningsår: 2019
Omslagsbild: © Lantmäteriet
Serietitel: Arbetsrapport / Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för skoglig resurshushållning
Delnummer i serien: 502
ISSN: 1401-1204
Elektronisk publicering: <https://stud.epsilon.slu.se>

Nyckelord: ståndortsindex, flygburen laserskanning, skördardata, fjärranalys

Sammanfattning

Ståndortsindex är en viktig faktor i det moderna skogsbruket, främst för att en ståndorts produktionsförmåga skattas via ståndortsindex. I operativt skogsbruk i Sverige idag skattas ståndortsindex genom inventering av relevanta variabler vid fältbesök. Att genom fjärranalys skatta ståndortsindex med en tillfredställande noggrannhet kan innebära både tids- och kostnadsmässiga vinster för dagens skogsbruk. I föreliggande studie undersöktes tre olika metoders noggrannhet vid skattning av ståndortsindex i boreal skog:

- Skattning av ståndortsindex med hjälp av uppgifter om grundytbevåg medelhöjd skattat med hjälp av data från flygburen laserskanning samt beståndsålder från fältinventeringar.
- Skattning av ståndortsindex för talldominerade bestånd med hjälp av allmänt tillgänglig information.
- Skattning av ståndortsindex med hjälp av skördardata samt beståndsålder från fältinventeringar.

Dessutom undersöktes vad en förändrad metod att skatta ståndortsindex skulle innebära för Holmen Skogs planering av skogliga åtgärder.

Resultatet från studien antyder att skattningar av ståndortsindex beräknat utifrån skattningar av grundytbevåg medelhöjd baserat på data från flygburen laserskanning och beståndsålder från fältinventeringar har ett medelfel som är jämförbart med ståndortsindex skattat via fältmätningar. För skattningar av ståndortsindex med hjälp av allmänt tillgänglig information visades att modellen inte signifikant predikterade ståndortsindex för talldominerade bestånd. Indikationen för skattningar av ståndortsindex med hjälp av skördardata var att det är en god metod att skatta ståndortsindex. Det begränsade datamaterialet för utvärdering av noggrannheten för ståndortsindexskattningar med skördardata gör det dock svårt att fastslå noggrannheten för denna metod med någon större säkerhet. I studien fanns att en förändring av ståndortsindex enligt ståndortsindex skattat med hjälp av laserdata samt beståndsålder skulle innebära en liten sänkning av ståndortsindex generellt för Holmen Skogs innehav i Västerbotten. En liten förändring av ståndortsindex som överlag ger en försumbar skillnad för Holmen Skogs planering av skogliga åtgärder.

Nyckelord: ståndortsindex, flygburen laserskanning, skördardata, fjärranalys

Abstract

Site index is a fundamental variable in forest management, mainly because site index predicts the potential for a given site to produce stem volume. In Swedish forestry, site index is most commonly estimated through field inventory. Being able to accurately estimate site index through remote sensing-methods would be a cost-effective as well as time-effective method to acquire an important variable for forest management. In this study the accuracy of three different methods for estimating site index in boreal forests were evaluated:

- Estimating site index through from tree height assessed by airborne laser scanning data and stand age from field inventories.
- Estimating site index for Scots pine dominated stands through commonly available data.
- Estimating site index through harvester bucking data and stand age from field inventories.

In addition to this, the effects of changing method of site index estimates for Holmen Skog were evaluated in relation to how different site index estimation methods affect forest management actions.

The results from this study indicate that the quality of site index estimates from tree height assessed using airborne laser scanning data and stand age data from field inventories are comparable to the quality of field measurements of site index. Estimates of site index from commonly available data were found to not significantly predict site index for Scots pine dominated stands. The indication for site index estimations done with harvester bucking data is that it is an accurate method to estimate site index. But in this study the limited data makes it hard to draw any strong conclusions about the method. It was found that a change in site index according to site index estimates made with height estimates from laser scanning data and stand age would mean that the overall site index for Holmen Skogs stand register in Västerbotten County would be slightly lowered. Further, this slightly lowered site index imply only a small effect on forest management actions for Holmen Skog.

Key words: site index, airborne laser scanning, harvester bucking data, remote sensing

Förord

Detta examensarbete har utförts i samarbete med Holmen Skog som en del av verksamhetsutvecklingen på sektionen för skoglig planering.

Jag skulle vilja tacka min handledare på Holmen Skog, Per Östman, som initierade detta examensarbete och som har varit behjälplig och svarat på frågor och funderingar under hela examensarbetets gång. Jag skulle även vilja tacka mina handledare på Sveriges Lantbruksuniversitet: Jörgen Wallerman, Kenneth Nyström och Erik Wilhelmsson som alla varit mer än villiga att hjälpa mig att hantera de utmaningar som uppstått under arbetets gång. Tack även till Hampus Holmström för hjälp med Heureka, Hilda Edlund för ovärderlig hjälp vid statistikkonsultation och Ola Lindgren som svarade på frågor angående insamlingen av fältdata. Ett speciellt tack bör även riktas till Skogforsk och i synnerhet Jon Söderberg samt Nazmul Bhuiyan som båda har bistått med programvara och varit behjälpliga vid frågor angående dess användning. Vidare vill jag även ta tillfället i akt att tacka Elin Högdahl för den noggranna korrekturläsning hon gjorde av rapporten.

Karl Larsson, Umeå 2019-03-26

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
1.1	Bakgrund.....	3
1.1.1	Holmen Skog	4
1.2	Flygburen laserskanning	4
1.2.1	Skattning av ståndortsindex med hjälp av data från flygburen laserskanning	6
1.3	Skattning av ståndortsindex med allmänt tillgänglig information ..	6
1.4	Skördardata	7
1.4.1	Skattning av ståndortsindex med hjälp av skördardata.....	8
1.5	Syfte och mål	8
2	Material och metod	10
2.1	Indata och programvara	10
2.1.1	Indata.....	10
2.1.2	Programvara	13
2.1.3	Statistiska utvärderingar av de olika delstudierna.....	13
2.2	Delstudie 1: Skattning av ståndortsindex med flygburen laserskanning.....	13
2.2.1	Materialbearbetning del A	14
2.2.2	Metod.....	14
2.2.3	Statistisk utvärdering.....	17
2.3	Delstudie 2: Skattning av ståndortsindex med allmänt tillgänglig information	17
2.3.1	Material och materialbearbetning	17
2.3.2	Metod.....	18
2.3.3	Stratifiering av provytor	18
2.3.4	Statistisk utvärdering.....	20
2.4	Delstudie 3: Skattning av ståndortsindex med skördardata	20
2.4.1	Metod.....	21
2.4.2	Statistisk utvärdering.....	22
2.5	Delstudie 4: Vad skulle en förändrad metod att skatta ståndortsindex innebära för Holmen Skogs skogliga planering?	22
2.5.1	Metod.....	22
3	Resultat	24

3.1	Delstudie 1: Skattning av SIH baserad på grundytavägd medelhöjd skattad från flygburen laserskanning.....	24
3.2	Delstudie 2: Skattning baserad på allmänt tillgänglig information 25	
3.3	Delstudie 3: Skattning av ståndortsindex med skördardata	32
3.4	Delstudie 4: Vad skulle en förändrad metod att skatta ståndortsindex innebära för Holmen Skogs skogliga planering?	32
4	Diskussion.....	34
4.1	Delstudie 1: Skattning av ståndortsindex med flygburen laserskanning.....	34
4.1.1	Svagheter med studien	36
4.1.2	Datakvalitet	38
4.2	Delstudie 2: Skattning av ståndortsindex med allmänt tillgänglig information.....	38
4.2.1	Svagheter med studien samt datakvalitet.....	39
4.3	Delstudie 3: Skattning av ståndortsindex med skördardata	40
4.3.1	Svagheter med studien samt datakvalitet.....	40
4.4	Delstudie 4: Förändring för Holmen Skog.....	41
4.4.1	Svagheter med studien	43
4.5	Vidare studier.....	43
4.6	Slutsats	44
	Referenslista	45
	Bilaga 1a Modellrapport: funktioner för skattning av SIH (Tall)	53
	Bilaga 1b Modellrapport: funktioner för skattning av SIH (Gran)	59

1 Inledning

1.1 Bakgrund

Ståndortsindex är en viktig variabel för att beskriva produktion ovan mark inom det moderna skogsbruket (Stearns-Smith, 2001; Skovsgaard & Vanclay, 2008; Bontemps & Bouriaud, 2014). I synnerhet genom att en ståndorts naturgivna förmåga att producera virke, ståndortens bonitet ($\text{m}^3\text{sk/ha, år}$), skattas utifrån ståndortsindex. Variabeln ståndortsindex har idag även flera andra praktiska tillämpningar i skogliga sammanhang, bland annat vid skattningar av framtida beståndsutveckling genom tillväxtfunktioner samt som underlag vid avverkningsbeslut (Anerud, 2003). Vidare används ståndortsindex som en av variablerna som ingår i beslutsstöd vid frågor gällande gallring, så kallade gallringsmallar (Agestam, 2015). Utöver detta förekommer ståndortsindex som underlag i skogsvårdsförordningen gällande minsta tillåtna antal plantor vid tidpunkt för hjälpplantering (SFS 2014:1027) samt även som underlag vid bedömning av lägsta förnygringsavverkningsålder enligt skogsvårdslagen (SFS 2018:1413). Ståndortsindex avser den övre höjd som ett bestånd uppnår vid en given referensålder, vanligtvis används antingen tall eller gran som dominerande trädslag vid bonitetsbestämelse samt bonitetsangivelse i Sverige (Hägglund & Lundmark, 1977). Ståndortsindex definieras enligt Hägglund & Lundmark (1977) som den dominerande trädhöjden inom ett bestånd när totalåldern är 100 år.

I dagsläget skattas ståndortsindex (ofta förkortat SI) med fältbesöksbaserade boniteringsmetoder, där tre olika metoder som alla har sina för- och nackdelar används. Bonitering med hjälp av höjduitvecklingskurvor (SIH) anses generellt spegla boniteten bäst men den metoden är endast tillämpbar i skogar som uppnått en viss ålder och där även ett antal andra kriterier måste vara uppfyllda (Hägglund & Lundmark, 1977). Om beståndshistoriken är okänd kan det vara svårt att veta om dessa kriterier är uppfyllda. Exempelvis kan dolda skador förekomma i beståndet eller så kan beståndet ha gödslats någon gång under dess omloppstid. Bonitering genom interceptmetoden (SIH) är utvecklad för bonitering i yngre skogar med liknande restriktionskrav som vid bonitering med höjduitvecklingskurvor (Albrektson, et al., 2012) medan bonitering med hjälp av ståndortsegenskaper (SIS) däremot kan tillämpas på alla ståndorter utan krav och restriktioner (Anerud, 2003). I föreliggande studie innebär benämningen (SIH) att skattningen av ståndortsindex är baserad på det befintliga beståndet och (SIS) att skattningen av ståndortsindex är baserad på ståndortsegenskaper.

Vid studier av precisionen för inventering av ståndortsindex i praktisk planering i Norge har det visat sig att fältinventeringar av ståndortsindex har en medelfelprocent mellan 2-17% av medelvärdet jämfört med noggranna referensinventeringar (Eid, 2000). Vidare har Ståhl (1992) undersökt medelfelen vid subjektiva fältinventeringar av skogliga variabler och bedömningen är att medelfelet på avdelningsnivå för skattning av ståndortsindex med höjduitvecklingskurvor (SIH) är i storleksordningen 10% av medelvärdet. Felaktig skattning av ståndortsindex kan leda till att skogliga åtgärder utförs vid tidpunkter som inte är optimala. Exempelvis har Eid (2000) med hjälp av nuvärdesanalys visat att en felaktig skattning av ståndortsindex med 15% kan

innebära betydande inoptimalförluster vid simuleringar av beståndsutvecklingar över lång tid. Vidare kan exempelvis försenad gallring, som kan vara resultatet av en felaktig skattning av ståndortsindex, innebära minskad tillväxt på enskilda träd och ökad risk för självgallring. Dessutom minskar urvalsmöjligheterna för vilka träd som lämnas för att bilda det framtida beståndet med senarelagd gallring (Agestam, 2015), något som också kan bidra till ekonomiska förluster. Generellt kan det sägas att ett högre ståndortsindex för ett bestånd förkortar omloppstiden och förkortar tiden mellan olika skogliga åtgärder (Lundqvist, et al., 2014; Agestam, 2015). Detta som en effekt av att medeltillväxten kulminerar tidigare ju högre boniteten är (Lundqvist, et al., 2014). För skoglig planering får detta innebörden att en höjning av ståndortsindex för ett bestånd skulle resultera i kortare omloppstider och en sänkning av ståndortsindex det motsatta.

Hur inventering av skogliga variabler kan utföras effektivt och kvalitetssäkert diskuteras ofta, se Eid (2000), Holmström et al. (2001) och Duvemo & Lämås (2006) för exempel. Fjärranalysmetoder har i dessa diskussioner förts fram som en kostnadseffektiv metod för att skatta skogliga variabler (Reese, et al., 2003; Mekälä & Pekkarinen, 2004). Detta eftersom att heltäckande fältmätningar med god kvalitet ofta är dyra att utföra (Duvemo & Lämås, 2006) medan fjärranalys ofta utförs över stora områden till en lägre kostnad och med goda kvalitetsmässiga resultat (Maltamo, et al., 2014). Fjärranalys i skogliga sammanhang har historiskt utförts med flertalet metoder där den viktigaste metoden varit visuell stereotolkning av flygbilder (Lillesand, et al., 2014). Noggrannheten vid visuell stereotolkning av flygbilder i Sverige har utvärderats av Åge (1985) som rapporterar ett R^2 -värde på mellan 0,91–0,93 och en standardavvikelse på mellan 1,2–1,8 m jämfört med kontrollinventeringar för exempelvis trädhöjder. På senare år har fokus dock flyttats mer och mer från stereotolkning av flygbilder mot analyser av punktmoln från flygburen laserskanning, som ett sätt att skatta skogliga variabler för stora arealer med hög detaljrikedom (Maltamo, et al., 2014).

1.1.1 Holmen Skog

Skogsföretaget Holmen Skog med cirka 360 anställda är förvaltare av Holmen-koncernens skogar, ett uppdrag som omfattar cirka 1,3 miljoner ha skogsmark (Anon., 2018). Det finns en, av Holmen Skog, identifierad förbättringspotential rörande uppgifter om ståndortsindex i företagets beståndsregister. Kopplat till detta finns ett intresse från Holmen Skogs sida för hur de senaste årens tekniska utvecklingar inom fjärranalys kan implementeras för att uppdatera och förbättra uppgifter om ståndortsindex i beståndsregistret. Vidare finns även ett intresse från Holmen Skogs sida att utvärdera vad effekterna av ett uppdaterat ståndortsindex i beståndsregistret skulle innebära för skogsskötselrelaterade beslut i praktiken.

1.2 Flygburen laserskanning

Flygburen laserskanning (ofta förkortat ALS efter engelskans Airborne Laser Scanning) bygger på principen att tiden det tar för en laserpuls att lämna en givare med en given hastighet, studsa på ett objekt och sedan registreras av en mottagare ger avstånd enligt funktion 1.

$$S = v * \frac{t}{2}, \quad (1)$$

Där S är avståndet till objektet, v är ljushastigheten och t är den registrerade tiden som divideras med två eftersom ljuset färdas samma sträcka två gånger vid laserskanning, dels från givaren till objektet och sedan från objektet tillbaka till mottagaren. Tillsammans med en exakt positioneringsbestämmelse för givare och mottagare, monterade på ett flygplan i det här fallet, kan ett objekt som gett ett lasereko därmed registreras och positionsbestämmas (Maltamo, et al., 2014). På grund av egenskaperna för flygburen laserskanning då laserpulser registreras både i trädskronor, på trädstammar och på markytan kan skogliga variabler beräknas från det laserpunktmoln som bildas vid flygburen laserskanning (Maltamo, et al., 2014).

Areabaserade metoder används för att skatta övrehöjd, grundtyevägd medelhöjd och andra skogliga variabler från data insamlat med flygburen laserskanning. Dessa metoder har utförts och utvärderats i Norden sedan slutet av 1990-talet och början av 2000-talet (Naesset, et al., 2004; Naesset, 2007; Nilsson, et al., 2017) och den första operationella laserskanningen för skogliga ändamål utfördes i Norge 2004 (Naesset, 2004). Resultaten för utvärderingar av skattningar av övre höjd beräknat från flygburen laserskanning visar en standardavvikelse eller RMSE (%) mellan 3,7–8,4% av medelvärdet och för grundtyevägd medelhöjd mellan 2,5–13,6% av medelvärdet, jämfört med fältinventerade referensdata. Dessa värden tyder på att skattningar med flygburen laserskanning är mer exakta än traditionella inventeringsmetoder (Naesset, et al., 2004). Naesset et al. (2004) rapporterar dock att skattningar baserade på flygburen laserskanning är mer osäkra i lövträdsdominerade bestånd än i barrträdsdominerade bestånd.

År 2009 startade Lantmäteriet ett projekt där syftet var att skapa en heltäckande högupplöst topografisk karta för hela Sverige med hjälp av flygburen laserskanning och 2017 var 97,5% av Sveriges yta skannad. Skanningen skedde på flyghöjder mellan 1700-2300 m med en returdensitet på mellan 0.5-1 laserpuls/m², skanningsvinkeln var maximalt 20° från nadir och överlappen mellan skanningsstråk var 20%. För hårda ytor var den horisontella positioneringsnoggrannheten 0,3 m och den vertikala 0,1 m. Skanningen utfördes blockvis, blockstorlek 2,5 x 2,5 km, med användning av samma skanner inom samma block (Nilsson, et al., 2017). Även om huvudsyftet med laserskanningen var att skapa en nationell höjdmodell (Lundgren & Owemyr, 2010) finns också skogliga användningsområden för dessa laserskanningsdata (Nilsson, et al., 2017). Nilsson et al. (2017) rapporterar om tillvägagångssättet i ett projekt baserat på data från denna laserskanning där en viktig del av projektet var att skapa fritt tillgängliga skattningar av skogliga variabler, tillgängligt för exempelvis privata skogsägare, skogsföretag och andra intressenter. Skattningarna av skogliga variabler baseras på samband mellan provytor från Riksskogstaxeringen och laserdata. Laserdata erhöles från den flygburna laserskanningen som utfördes vid framtagandet av den nationella höjdmodellen. På Skogsdataportalen (<http://skogsdataportalen.skogsstyrelsen.se/Skogsdataportalen/>), under namnet "Skogliga grunddata", finns dessa skattningar redovisade och fritt tillgängliga som rasterpixlar (pixelstorlek 12,5 x 12,5 m) innehållande information om biomassa, grundyta, medeldiameter, medelhöjd och volym (Skogsstyrelsen, 2017).

1.2.1 Skattning av ståndortsindex med hjälp av data från flygburen laserskanning

Skattning av ståndortsindex med hjälp av övrehöjd beräknat från flygburen laserskanning har exempelvis utförts på pixelnivå i anlagda plantagebestånd av eukalyptus (*Eucalyptus urograndis*) (Packalén, et al., 2011). Men skattningar av ståndortsindex har exempelvis även utförts som övrehöjdsbonitering på pixelnivå i boreal barrskog (Holopainen, et al., 2010) samt även på beståndsnivå i Kanada (Tompalski, et al., 2015) med resultat som tyder på att skattningar av ståndortsindex med hjälp av flygburen laserskanning är nästan lika bra som skattningar av ståndortsindex i fält. Gemensamt för dessa skattningar av ståndortsindex är att de har utförts med hjälp av höjdutvecklingskurvor som bygger på övre höjd, där övre höjd är skattat efter en viss höjdpercentil från ett laserpunktmoln. Åldersuppgifter som använts i de olika studierna har hämtats från beståndsregister (Packalén, et al., 2011), beståndsregister med korrigeringar via fältinventeringar (Holopainen, et al., 2010), eller rena fältinventeringar (Tompalski, et al., 2015).

Noggrannheten för nyligen framtagna funktioner för skattning av SIH från samband mellan grundtevägd medelhöjd (Hgv) och grundtevägd ålder (Wallerman, et al., 2015), har ännu inte utvärderats för användning på operationell nivå. Den pilotstudie som utfördes i försöksområdet Remmingstorp tyder på att metoden har potential för skattningar av ståndortsindex i större skala (RMSE 16% respektive 18% av medelvärdet beroende på sensor för fjärranalysdata) (Wallerman, et al., 2015). Dessa nyligen framtagna funktioner bygger på samband mellan grundtevägd medelhöjd, grundtevägd ålder och skattningar av SIH från fältinventerade provytor, se Wallerman et al. (2015) för utförligare beskrivning av datamaterial, insamlingsmetod och framtagande av trädslagsberoende funktioner för tall- respektive grandominerade bestånd. Den metod som ligger till grund för funktionerna har vidarearbetats med provytor från Riksskogstaxeringen inom ett pågående projekt (Nyström, personlig kommunikation 2018).

1.3 Skattning av ståndortsindex med allmänt tillgänglig information

I Portugal har ståndortsindex genom fjärranalysmetoder visats samvariera med lutning och lutningsriktning (Mestre, et al., 2017). Vidare har ståndortsindex även visat sig vara kopplat till latitud och altitud (Hägglund & Lundmark, 1977) samt tillväxt vara kopplat till klimat (Dănescu, et al., 2017) och anläggningsår (Elfving, et al., 1996). I Norge undersökte Sharma et al. (2012) sambandet mellan ett flertal fältinventerade variabler och ståndortsindex i data från den nationella skogsinventeringen. Författarna fann det största sambandet när prediktorvariablerna anläggningsår, temperatursumma, vegetationstyp, jorddjup, lutningsriktning, lutning och latitud användes för att prediktera ståndortsindex. När dessa variabler användes för att prediktera ståndortsindex rapporterades skattningskvalitet på $R^2=0,86$ samt RMSE=2,04 m för granskog och $R^2=0,72$ samt RMSE=1,95 m för tallskog.

Wilhelmsson et al. (2018) har, utifrån data från Riksskogstaxeringen, utvecklat en rikstäckande funktion för skattning av ståndortsindex (SIH) i talldominerad skog i Sverige baserad på allmänt tillgänglig information så som altitud, latitud, lutning från Lantmäteriets

markmodell, anläggningsår för bestånd och lokalklimatisk zon enligt Skogshögskolans boniteringsmetod (Hägglund & Lundmark, 1987). Denna metod antas ha de fördelar som fjärranalys generellt anses ha så som att metoden är snabbare och billigare att utföra än nuvarande fältinventeringar av ståndortsindex (Wilhelmsson, et al., 2018). Vidare redogör Wilhelmsson et al. (2018) att denna metod möjliggör heltäckande skattningar med allmänt tillgängliga data vilket tidigare inte varit praktiskt möjligt. Dock har en metod med så pass grova prediktorvariabler som denna såklart begränsningar på detaljnivå och Wilhelmsson et al. (2018) rapporterar att spridningen är 2.8 m vid SIH-skattningar med funktionen. Det beror på att SIH till stor del varierar med lokala ståndortsförhållanden mer än vad modellen kan förutsäga (Wilhelmsson, et al., 2018). Till skillnad från andra fjärranalysbaserade metoder att skatta ståndortsindex behövs dock inte beståndshöjder för att skatta ståndortsindex med denna metod.

1.4 Skördardata

Insamling av skördardata sker kontinuerligt och automatiskt när skördare kapar och apterar stockar enligt kortvirkesmetoden. Skördardata från stammar avverkade med skördare används normalt för att utvärdera produktivitet och för att skapa information om det avverkade beståndet (Holmgren, et al., 2012). Bland de data som registreras och samlas in vid avverkning med skördare kan nämnas trädslag, diameter vid de olika kapen samt brösthöjdsdiameter, stocklängd, tidpunkt för kap och volym över samt under bark (Arlinger, et al., 2003). Är skördaren utrustad med en GPS som är påslagen registreras även positionen för skördaren då kapen sker (Hannrup, et al., 2011) vilket kan utgöra en skillnad på 10-12 m från trädens verkliga position (Möller, et al., 2011b). Från att tidigare enbart ha lagrat data beståndsvis finns numera möjligheten att lagra information om enskilda stammar (Hannrup, et al., 2011), vilket också varit standard sedan 2011 (Möller, et al., 2011b).

Diametermätningar av stockar sker vid skördaraggregatets matarvalsar och/eller kvistknivar och längdmätning sker med mätthjul mot vilka stockarna pressas. Kontrollmätningar visar att kapning av stockar sker till största delen inom några få centimeter från önskad längd (Arlinger, et al., 2008; Eggers, et al., 2009; Saathof, 2014; Leitner, et al., 2014; Mederski, et al., 2018; Nordström, et al., 2018) medan diametermätningar med skördaraggregat visar större procentuell osäkerhet, men där felmarginalen istället är i storleksordningen millimeter (Arlinger, et al., 2008; Saathof, 2014; Nordström, et al., 2018). Noterbart är att väderförhållanden spelar in på kvaliteten på mätningarna från skördaraggregaten då exempelvis frusna stockar är svårare att hantera och väderleken kan på så vis påverka mätningarna av stocklängd (Leitner, et al., 2014). Kalibrering av mätverktygen på skördaraggregaten sker dock kontinuerligt för att säkerställa goda mätvärden (Miettinen, et al., 2010). Sammantaget samlas stamdata från skördare in med hög noggrannhet och i stora mängder, med flera mätningar per avverkad stam (Rasimäki & Melkas, 2005). På grund av dessa precisa mätegenskaper diskuterar Holmgren et al. (2012) att skördardata potentiellt skulle kunna användas för att skatta egenskaper för bestånd som ännu inte avverkats, förutsatt att de oavverkade bestånden liknar redan avverkade

bestånd. Det är något som exempelvis bör kunna utföras och vara användbart vid skattningar av ståndortsindex.

1.4.1 Skattning av ståndortsindex med hjälp av skördardata

Sedan år 2011 ingår beräkningar av ståndortsindex enligt höjdtutvecklingskurvor i Skogforsk programvarumodul som beräknar skogliga data från skördardatafiler, hprCM (harvester production Calculation Module) (Möller, et al., 2011b). Modellen för att beräkna ståndortsindex med hjälp av höjdtutvecklingskurvor och trädhöjder från skördardata har testats av Möller et al. (2011a) i slutavverkningsskog med god framgång (SD 1,5 m, systematisk avvikelse 0,5 m, n=15 bestånd). Hannrup et al. (2015) utvärderade senare metoden att skatta ståndortsindex givet övrehöjdsskattningar från skördardata i gallringsskog på ett större dataset och kom fram till att standardavvikelsen mellan skattningar och fältmätningar var 5,6% av medelvärdet för SIH (n=56 bestånd) med en genomsnittlig underskattning på 0,1 m. Värt att notera är att urvalsmetoden av boniteringsträd som använts i den utvärderade modellen inte överensstämmer med utförandet vid fältmätningar, se Albrektson et al. (2012) för hur boniteringsträd väljs enligt övrehöjdsmetoden.

Även för skattningar av ståndortsindex med hjälp av skördardata, likväl som skattningar av ståndortsindex med laserdata, har en höjdpercentil använts för att bestämma övre höjd. Något som sedan tillsammans med antagandet att beståndet är i slutavverkningssålder (förval 100 år) eller beståndsålder inmatat av användaren bildat en skattning av ståndortsindex (Söderberg, personlig kommunikation; Möller, et al., 2011b). Möjligheten att skatta ståndortsindex från grundtevägd medelhöjd skattat med hjälp av skördardata och de funktioner som beskrivs i Wallerman et al. (2015) har tidigare inte studerats, varken på försöks- eller operationell nivå. En jämförelse mellan skattningar av ståndortsindex med hprCM och skattningar av ståndortsindex utifrån skattad grundtevägd medelhöjd från flygburen laserskanning och beståndsålder har inte heller tidigare utförts.

1.5 Syfte och mål

Syftet med föreliggande studie var att undersöka möjligheten för Holmen Skog att genom fjärranalysmetoder förbättra och precisera uppgifter om ståndortsindex i deras beståndsregister. Vidare syftade studien även till att utvärdera vilka konsekvenser en förändrad metod att skatta ståndortsindex skulle få för Holmen Skogs skogliga planering.

Mer specifikt var målet med föreliggande studie att besvara följande frågeställningar och jämföra de tre nedanstående metoderna för skattningar av ståndortsindex.

- Vilken noggrannhet har ståndortsindexskattningar (SIH) där grundtevägd medelhöjd skattad från flygburen laserskanning med låg pulsintensitet i kombination med beståndsålder från fältinventeringar används som datakällor?

- Hur skiljer sig uppgifter om ståndortsindex i Holmen Skogs beståndsregister från ståndortsindex skattat med flygburen laserskanning?
- Vilken noggrannhet har den metod som utvecklats för att skatta storskaliga variationer av ståndortsindex (SIH) baserat på allmänt tillgänglig information så som: altitud, latitud, lokalklimatisk zon, humiditet, grundytavägd medelhöjd och lutning vid skattningar av ståndortsindex på beståndsnivå i tallbestånd?
- Vilken noggrannhet har ståndortsindexskattningar (SIH) där storskalig datainsamling med skördarmätningar i kombination med beståndsålder från fältinventeringar används som datakällor?
- Vilka konsekvenser skulle ett justerat ståndortsindex medföra för Holmen Skogs skogliga planering?

2 Material och metod

Denna studie genomfördes i form av 4 olika delstudier som alla baserades på data från och begränsades till Holmen Skogs skogsinnehav i Västerbotten.

- Delstudie 1: Skattning av ståndortsindex med flygburen laserskanning.
 - A) I bestånd som fältinventerats vid företagstaxeringen 2010.
 - B) I alla bestånd från Holmen Skogs beståndsregister i Västerbotten.
- Delstudie 2: Skattning av ståndortsindex med allmänt tillgänglig information.
- Delstudie 3: Skattning av ståndortsindex med skördardata.
- Delstudie 4: Vad skulle en förändrad metod att skatta ståndortsindex innebära för Holmen Skogs skogliga planering?

2.1 Indata och programvara

2.1.1 Indata

Grunddata i studien utgjordes av Holmen Skogs beståndsregister i Västerbotten, sammanfattat i tabell 1, i form av shape-filer innehållande information om beståndsålder, trädslagsblandning, ståndortsindex och geografiskt läge. Den, för föreliggande studie, centrala uppgift om ståndortsindex i Holmen Skogs beståndsregister anges antingen i sih eller sis (Östman, personlig kommunikation 2018). Att det finns statistiska skillnader mellan sih och sis är känt sedan tidigare (Elfving & Nyström, 1996; Gustavsson & Gunnarsson, 2013) och det är inte känt vilken skattningsmetod som använts i vilket bestånd i Holmen Skogs beståndsregister (Östman, personlig kommunikation 2018). Vidare bestod grunddata av provytedata från år 2010, sammanfattat i tabell 2, från Holmen Skogs senast utförda företagstaxering. Det provytedata som användes i studien var georefererade shapefiler i punktform där varje punkt motsvarade en inventerad provyta. Provytedata var stratifierat och fördelat efter bestånd i beståndsregistret för Holmen Skogs skogsinnehav i Västerbotten. Provytedata samlades in och stratifierades enligt metoden för insamling av data till indelningspaketet (Carlsson, 2003) och innehöll bland annat information om ståndortsindex enligt höjdutvecklingskurvor, trädslagsblandning, totalålder och grundtevägd medelhöjd. 789 provytor från 114 bestånd inom beståndsregistret användes som grundunderlag för studien. De bestånd som innehöll provytedata befann sig mellan Hörnefors (63°63 N, 19°55 E) i sydöst, till Yxsjö (64°29 N, 17°49 E) i väst och till Jörn (65°18 N, 19°57 E) i nordväst, figur 1. Dessa bestånd var belägna 14 m.ö.h som lägst, 527 m.ö.h som högst och 297 m.ö.h i medeltal. Storleken på bestånden som innehöll provytedata varierade mellan 91,3 ha som störst och 0,3 ha som minst. Total storlek på

alla bestånd som innehöll provytedata var 1145 ha och medelåldern för dessa bestånd varierade mellan 26 år som yngst upp till 172 år som äldst.

Tabell 1. Sammanfattande beskrivning av bestånden i beståndsregistret. Värdena i tabellen är medelvärdet av beståndsmedelvärdena fördelat efter dominerande trädslag per bestånd. Standardavvikelse inom parenteser.

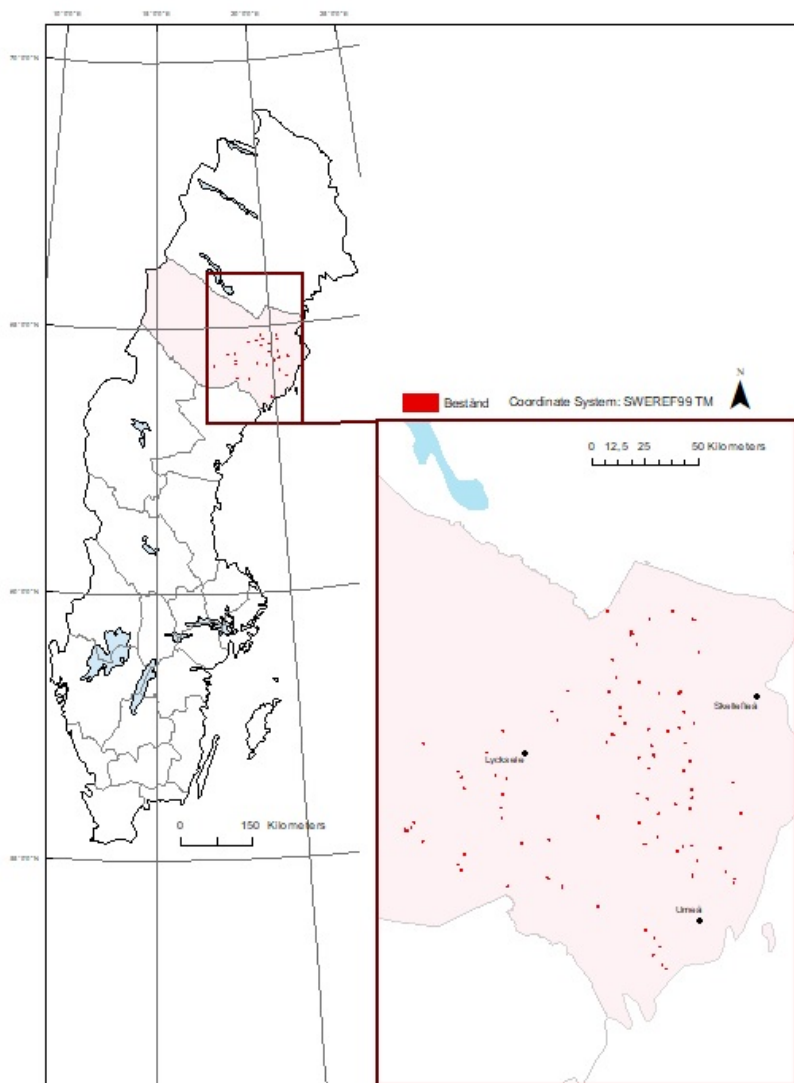
Table 1. Summarizing description of the stands in the stand register. The values in the table are mean values of stand mean values per dominating tree species per stand. Standard deviation within parentheses.

	Tallbestånd	Granbestånd	Lövträdsbestånd	Contortabestånd
n	38538	13795	3237	1208
Medel- och medianstorlek för bestånd (ha)	6,5 & 4,0	5,8 & 3,8	3,9 & 2,3	12,4 & 7,9
Medel-si (angivet som tall (T) eller gran (G) i beståndsregistret) (m)	21 (2,6)	20 (2,5)	20 (3,0)	22 (1,7)
Medelträdslagsblandning (T/G/L)(C) (tiondelar)	8/1/1	2/7/1	1/2/7	1/0/0/9
Medelålder (år)	62 (38,7)	73 (48,4)	61 (25,1)	30 (7,5)

Tabell 2. Sammanfattande beskrivning av tall- och granbestånd som innehåller provytor från företagstaxeringen. Värdena i tabellen är medelvärdet på beståndsnivå av medelvärdena för de provytor som ingår i bestånden fördelat efter det dominerande bonitetsträdslaget per bestånd. Trädslagsblandning avser det aritmetiska medelvärdet av antalet stammar per trädslag och medelålder avser den totalålder som angivits för provytor. Standardavvikelse inom parenteser.

Table 2. Summarizing description of Scots pine and Norway spruce stands containing sample plots from the inventory. The values in the table are the mean value of the sample plot mean values within stands distributed over the dominating tree species per stand according to site index estimates. Tree species composition is referred to as the arithmetic mean value of the number of stems per species and mean age refers to the full tree age for the sample plots. Standard deviation within parentheses.

	Tallbestånd	Granbestånd
n	77	33
Medel- och medianstorlek för bestånd (ha)	12,5 & 7,4	7,5 & 6,2
Medel-siH (m)	21 (2,3)	19 (2,0)
Medelträdslagsblandning T/G/L (tiondelar)	7/2/1	2/6/2
Medelålder (år)	72 (32,3)	80 (25,5)
Grundytevägd medelhöjd (m)	13,1 (2,8)	13,5 (3,3)
Medelantal provytor/bestånd	6,48 (2,3)	5,79 (2,8)



Figur 1. Bestånd som innehåller provytor och deras läge i Västerbotten.
Figure 1. Stands with sample plots and their location in Västerbotten County.

Det raster, pixelstorlek 12,5 x 12,5 m, rörande grundtyevägd medelhöjd skattad från flygburen laserskanning (Nilsson, et al., 2017) som använts i studien hämtades från Skogsstyrelsens webbtjänst Skogliga grunddata (Skogsstyrelsen, 2017). Av de skanningsblock som ingår i studieområdet skannades 77% med Leica-skanner och 23% med Optech-skanner. Skanningen av studieområdet utfördes mellan åren 2010-2013 och 68% av blocken skannades under lövsäsong medan 32% av blocken skannades under avlövad säsong.

Även skördardata i formen av .hpr-filer från tre olika virkesordrar i Västerbotten ingick i studien. De virkesordrar som användes i studien motsvarade tre bestånd som innehöll

provytedata från företagstaxeringen. Av dessa bestånd var 1 grandominerat (>50% av grundytan var gran) och 2 bestånd var talldominerade (>50% av grundytan var tall). Storleken på de tre bestånden var 4,2, 11,6 ha respektive 14,5 ha och medelåldern enligt provytemedelvärden för dessa bestånd var 88 år, 80 år respektive 79 år. Grundmålsättningen var att utvärdera noggrannheten för metoden på ett större urval men på grund av tekniska svårigheter blev det slutliga urvalet endast tre bestånd.

2.1.2 Programvara

De mjukvaruprogram som användes inom de olika delstudierna var

- R statistical software 3.3.0 (R Core Team, 2016)
- ArcGIS Desktop 10.6.0
- Heureka PlanVis version 2.12.0.1
- hprGallring (inkluderar beräkningsmodulen hprCM) 3.0.2

2.1.3 Statistiska utvärderingar av de olika delstudierna

Regressionsanalyserna som utfördes i de olika delstudierna byggde på vissa antaganden som måste vara uppfyllda för att en regressionsanalys ska kunna utföras. Den beroende variabeln och den eller de oberoende variablerna antas utgöra ett linjärt samband enligt en koefficient samt att felen, skillnaden mellan observerat och skattat värde, antas vara oberoende och jämnt fördelade (Chatterjee & Hadi, 2006). En visuell kontroll visade att felen var tämligen normalfördelade och att felen var oberoende samt jämnt fördelade i samtliga fall. Korrelationskoefficienten som angavs var Pearsons korrelationskoefficient. För de utförda t-testerna kontrollerades att data var normalfördelat innan testets utförande.

2.2 Delstudie 1: Skattning av ståndortsindex med flygburen laserskanning

Delstudie 1 delades upp i två delar: Del A rörande bestånd som innehöll provytedata från den senaste företagstaxeringen och del B rörande hela Holmen Skogs beståndsregister i Västerbotten. Den variabel som innefattades i undersökningen var ståndortsindex skattad med hjälp av grundtytevägd medelhöjd skattad utifrån data från flygburen laserskanning, hämtat från Skogliga grunddata, samt medelålder för bestånd baserat på åldersuppgifter från provytedata från företagstaxeringen i del A och åldersuppgifter från beståndsregistret i del B.

2.2.1 Materialbearbetning del A

Gränserna för de bestånd från beståndsregistret som innehöll provytor jämfördes okulärt med ett ortofoto för att fastställa att beståndsgränserna från beståndsregistret överensstämde med de faktiska beståndsgränserna som kunde tydas i ortofotot. För att minska effekten av oprecisa beståndsgränser justerades beståndsgränserna där de vid uppenbara fall var missvisande. Detta gjordes vid tydliga objekt i terrängen så som sjöar, vägar, myrar, avverkade områden samt vid avverkning kvarlämnade grupper med högre träd. Beståndsgränser i bestånd där provytorna var uppenbart koncentrerade till en speciell del av beståndet ritades om för att bättre representera den inventerade delen av beståndet. För att, på beståndsnivå, få tillräckligt referensmaterial från företagstaxeringen exkluderades bestånd som innehöll färre än tre provytor från företagstaxeringen från studien. Bestånd som enligt provytedata till övervägande del (>50% av grundytan) dominerades av lövträd selekterades bort inför analysen, detta på grund av att funktioner för att skatta ståndortsindex baserat på grundytavägd medelhöjd och beståndsålder inte förekommer för lövträdsdominerade bestånd. Det förekom även 4 contortabestånd (*Pinus contorta*) i grunddatat som sorterades bort då dataunderlaget bedömdes vara för litet och då funktioner för skattning av ståndortsindex givet grundytavägd medelhöjd och beståndsålder ännu inte existerar för contortatall.

Då starka lutningar i kombination med tätt krontak inverkar på kvaliteten för laserskannade data (Gatziolis, et al., 2010) skapades en lutningsmodell för berörda bestånd i studien från Lantmäteriets nationella höjdmodell med 2 x 2 m rasterpixlar. Då endast 1,6% av studieområdet innehöll lutning över 20° och förekomsten av skarpa lutningar oftast var utspridd på mindre delar i större bestånd, bortsågs det från lutningens inverkan på resultaten under analyserna i del A.

Efter bearbetning och borttagande av bestånd som inte mötte kriterierna för att ingå i studien baserades de slutliga analyserna på 71 talldominerade samt 23 grandominerade bestånd i vilket det totala provyteantalet var 690, något som innebar 7,3 provytor per bestånd i genomsnitt.

2.2.2 Metod

För att utgöra det bonitetsvisande trädslaget ska minst 50% av grundytan inom beståndet bestå av det bonitetsvisande trädslaget (Albrektson, et al., 2012). För skattningar med grundytavägd medelhöjd skattat från laserdata valdes det bonitetsvisande trädslaget ut med hjälp av uppgifter om trädslagsfördelning i provytedata. Grundytavägd beståndsålder för varje bestånd antogs vara medelvärdet av totalåldern för de provytor som ingick i varje bestånd. I provytedata angavs totalåldern som provborrhade träd med ett schablonmässigt ståndortsindexbaserat tillägg för antalet år som det tagit för trädet att växa till brösthöjd. I och med att laserskanningen av studieområdet utfördes över en treårsperiod beräknades en ny grundytavägd beståndsålder så att beståndsåldern i analyserna matchade beståndsåldern vid skanningens utförande. Detta utfördes genom att addera antalet år

som gått mellan inventeringens utförande och laserskanningens utförande till totalåldern som angivits i de olika provytorna.

Skattningen av ståndortsindex (SIH) baseras på grundytavägd medelhöjd och beståndsålder. Funktionerna som ligger till grund för skattningen har arbetats fram inom ett pågående forskningsprojekt på Sveriges Lantbruksuniversitet. Skattningen av ståndortsindex i funktionerna har beräknats utifrån samband från Riksskogstaxeringens permanenta provytor där SIH har fältinventerats (Nyström, personlig kommunikation 2018). Fullständiga modellrapporter för funktionerna redovisas i bilaga 1a för tallbestånd samt bilaga 1b för granbestånd, det analytiska funktionsuttrycket framgår av funktion 2.

$$\widehat{SIH} = Hgv * EXP\left(\frac{B0}{B1} - \frac{B0}{100}\right) \quad (2)$$

där,

$$B0 = A0 + A1 * \ln(Hgv)$$

och,

$$B1 = C0 + C1 * AGE$$

och där $A0$, $A1$, $C0$ och $C1$ är trädslagsberoende koefficienter enligt tabell 3, Hgv är grundytavägd medelhöjd och AGE är grundytavägd beståndsålder.

Tabell 3. De trädslagsvisa modellernas parameterskattningar för funktion 2.
Table 3. Estimated tree specific model parameters for function 2.

Koefficienter	Talldominerade bestånd	Grandominerade bestånd
A0	216,1201	308,5228
A1	-48,4989	-67,6501
C0	38,5394	47,6489
C1	0,4873	0,3970

Ståndortsindex, härnäst \widehat{SIH}_{ALS} , baserat på funktion 2 beräknades inom rasterceller (12,5 x 12,5 m pixelstorlek) för bestånden som ingick i del A. De oberoende variablerna i beräkningen var Hgv skattat från flygburen laserskanning samt grundytavägd beståndsålder angett som medelvärde av totalålder för aggregerade provytor per bestånd. Efter beräkningen av \widehat{SIH}_{ALS} på pixelnivå beräknades ett aritmetiskt medelvärde av pixlarna inom varje bestånd enligt de manuellt justerade gränserna i beståndsregistret. För att minska effekten av rasterceller som delvis ligger utanför studieområdet vid medelvärdesberäkning på beståndsnivå, bortsågs det från rasterceller som hade mer än

50% av sin yta utanför någon beståndgräns enligt Mekälä & Pekkarinen (2004). För att korrigera för eventuella felaktigheter från laserskanningen eller små luckor i bestånden före medelvärdesberäkningen på beståndsnivå gavs de rasterceller som enligt \widehat{SIH}_{ALS} hade orimligt låga värden ($SIH < 8$) det aritmetiska medelvärdet av de närmast 8 omgivande cellerna.

Vidare utfördes en liknande skattning av SIH för de bestånd som ingick i del A med den enda skillnaden att åldersinformationen istället hämtades från beståndsregistret. Detta utfördes som en känslighetsanalys för att skatta påverkan av eventuella felaktigheter rörande beståndsålder i beståndsregistret inför del B av delstudie 1. Av samma anledning utfördes även en jämförelse mellan beståndsmedelvärden för \widehat{SIH}_{ALS} i bestånd som ingick i del A med ståndortsindex enligt beståndsregistret för samma bestånd. Även en jämförelse mellan medelvärdet av Hgv-skattningar från Skogliga grunddata per bestånd och medelvärdet av uppgifter om Hgv från provytor per bestånd utfördes av samma anledning.

I del B beräknades en skattning av SIH för hela Holmen Skogs innehav i Västerbotten enligt metoden i del A där Hgv angavs av skattningar baserat på flygburen laserskanning och ålder angavs av beståndsålder enligt beståndsregistret. Då inte alla bestånd i studien bedömdes vara möjliga att skatta med data från flygburen laserskanning enligt funktion 2 sattes följande krav för att bestånd skulle kunna skattas: En undre medelhöjdsgräns per bestånd angavs till 3 m för att minimera påverkan av yngre skog som till stora delar består av andra trädslag än det som ansågs vara det bonitetsvisande (Korpela, et al., 2008). Denna gräns sattes vid 3 m då Holmen rekommenderar en första röjning vid trädhöjder på mellan 2-3 m (Anon., 2006). Det är även känt att det i yngre plantskog förekommer inslag av mycket annan vegetation (Korpela, et al., 2008). Dessutom är felprocenten hög vid höjdbestämmning av yngre bestånd med hjälp av flygburen laserskanning (Naesset & Bjeknes, 2001; Korpela, et al., 2008). Vidare sattes ett ålderskrav att beståndet måste vara äldre än 15 år för att kunna beräknas enligt metoden för \widehat{SIH}_{ALS} . Detta för att korrigera för bestånd som avverkats mellan laserskanningens utförande och åldersuppgiften i beståndsregistret som avser beståndsålder år 2018.

För att kunna skatta ståndortsindex för hela beståndsregistret beräknades trädslagsvisa regressionsfunktioner mellan beståndsvisa pixelmedelvärden för de bestånd som bedömdes kunna skattas enligt \widehat{SIH}_{ALS} och uppgift om ståndortsindex i beståndsregistret. Dessa regressionsfunktioner användes sedan för att skatta SIH i 12,5 x 12,5 m pixlar för de bestånd som inte bedömdes möjliga att skatta med \widehat{SIH}_{ALS} . Dessa funktioner var: funktion 3 för talldominerade bestånd, funktion 4 för grandominerade bestånd, funktion 5 för contortadominerade bestånd samt funktion 6 för lövträdsdominerade bestånd.

$$\widehat{SIH}_{tall} = 20,792725 - 0,005556 * SI \text{ enligt beståndsregister} \quad (3)$$

$$\widehat{SIH}_{gran} = 13,538022 + 0,310499 * SI \text{ enligt beståndsregister} \quad (4)$$

$$\widehat{SIH}_{contorta} = 20,90771 + 0,03089 * SI \text{ enligt beståndsregister} \quad (5)$$

$$\widehat{SIH}_{lövträd} = 11,058429 + 0,405874 * SI \text{ enligt beståndsregister} \quad (6)$$

Noterbart är att alla bestånd i beståndsregistret som skattades med \widehat{SIH}_{ALS} och som dominerades av contorta enligt beståndsregistret skattades enligt funktionen för talldominerade bestånd, funktion 2, samt att de bestånd som dominerades av lövträd skattades enligt funktionen för grandominerade bestånd, funktion 2. För att skapa en heltäckande skattning av SIH för hela beståndsregistret adderades pixlarna som skattats enligt \widehat{SIH}_{gran} , \widehat{SIH}_{tall} , $\widehat{SIH}_{lövträd}$ och $\widehat{SIH}_{contorta}$ till de områden som inte uppfyllde kraven för att skattas enligt \widehat{SIH}_{ALS} . Därefter beräknades ett medelvärde av de pixelvisa SIH-skattningarna per bestånd för alla bestånd i beståndsregistret.

2.2.3 Statistisk utvärdering

En regressionsanalys utfördes där den beroende variabeln var beståndsmedelvärden för \widehat{SIH}_{ALS} och den oberoende variabeln i regressionsanalysen var medelvärdet för SIH per bestånd aggregerat från provytedata. Regressionsanalysen utfördes för att undersöka sambandet mellan den beroende och den oberoende variabeln och därigenom utvärdera noggrannheten för skattningen av ståndortsindex med \widehat{SIH}_{ALS} . Ett tvåsidigt t-test utfördes mellan skattat SIH på beståndsnivå för hela beståndsregistret jämfört med beståndsregistrets uppgift om ståndortsindex. Här var nollhypotesen att det inte föreligger någon skillnad mellan \widehat{SIH}_{ALS} och ståndortsindex i beståndsregistret.

2.3 Delstudie 2: Skattning av ståndortsindex med allmänt tillgänglig information

Studien begränsades till de talldominerade bestånd som ingick i delstudie 1, studien begränsades till enbart tallbestånd då funktioner för att skatta ståndortsindex enligt denna metod ännu inte finns för grandominerade bestånd. De variabler som innefattades i undersökningen var ståndortsindex skattad med hjälp av allmänt tillgänglig information rörande altitud, latitud, lutning, lokalklimatiskt klimat, humiditet, medelhöjd samt anläggningsår. I delstudien skattades (SIH) med två olika funktioner från Wilhelmsson et al. (2018) samt en stratifieringsmetod.

2.3.1 Material och materialbearbetning

För skattningen av ståndortsindex med allmänt tillgängliga data hämtades altitud från Lantmäteriets nationella höjdmodell med 2 x 2 m rasterpixlar (Lantmäteriet, 2015). Denna datakälla användes även för att beräkna ståndortens lutning. Vidare hämtades information om latitud för varje bestånd från beståndsregistret och beståndens geografiska läge däri. Detsamma gällde även beståndens anläggningsår. En shapefil med lokalklimatiska områden enligt Hägglund & Lundmark (1987) användes för att specificera inom vilket

lokalklimatiskt område bestånden befann sig. Skattningar av grundytbevågad medelhöjd från flygburen laserskanning hämtades från Skogsstyrelsens tjänst Skogliga grunddata (Skogsstyrelsen, 2017). Uppgifter om årsmedelvärden för humiditet hämtades från shapefiler som motsvarar humiditetskartorna i Lundmark (1986).

Medelvärde på lutningen inom en area på 20 x 20 m beräknades utifrån Lantmäteriets nationella höjdmodell och ett nytt raster med pixelstorleken 20 x 20 m innehållande lutning angivet i grader i varje cell skapades. Skattningar av grundytbevågad medelhöjd som i originalutförande kommer med rastercellsstorleken 12,5 x 12,5 m skalades upp till 20 x 20 m rasterpixel där varje uppskalad pixel gavs ett medelvärde av de ingående pixlarna från originalrastret.

2.3.2 Metod

SIH i två olika raster (pixelstorlek 20 x 20 m) beräknades med funktion 7 och funktion 8 (Wilhelmsson, et al., 2018), nedan. Där den senare funktionen även inkorporerade uppgifter om humiditet och medelhöjd utöver övriga faktorer. Därefter beräknades det aritmetiska medelvärdet av rastercellerna inom varje bestånd.

$$\widehat{SIH} = -1407 - 0,1204 * A^2 - 8,33 * L + 472,1 * \ln(L) + 1,117 * I_{Lut6} + 0,648 * I_{Lut2-5} - 2,93 * I_G - 3,815 * I_{M1} - 1,615 * I_{M2} - 0,08153 * Y \quad (7)$$

där, A är altitud som anges i hundratals meter, L är latitud som anges i grader, I_{Lut6} {1 om lutning ≥ 6 , annars 0; I_{Lut2-5} {1 om lutning $\geq 2^\circ < 6^\circ$, annars 0; I_G {1 om lokalklimatisk zon är Gotland, annars 0; I_{M1} {1 om lokalklimatisk zon är M1 Götaland, annars 0; I_{M2} {1 om lokalklimatisk zon är M2 Norrland, annars 0 samt Y som anges som antalet år före 1950 som beståndet är anlagt. Hädaneftter benämnt som \widehat{SIH}_{AA} .

$$\widehat{SIH} = -735 - 0,591 * A^2 - 4,46 * L + 249,9 * \ln(L) + 0,015567 * Hgv - 0,00011 * H^2 + 0,615 * I_{Lut6} + 0,442 * I_{Lut2-5} + 0,663 * I_{K1} + 1,063 * I_{K3} - 1,173 * I_{M2} - 0,11565 * Y \quad (8)$$

där, Hgv är grundytbevågad medelhöjd som anges i meter, H är humiditet som anges som mm över 32, I_{K1} {1 om lokalklimatisk zon är K1 Vänern-Storsjön, annars 0; I_{K3} {1 om lokalklimatisk zon är K3 Götaland, annars 0 och där övriga variabler är desamma som i funktion 7. Hädaneftter benämnt som \widehat{SIH}_{AB} .

2.3.3 Stratifiering av provytor

En stratifiering av provytorna från företagstaxeringen utfördes. Stratifieringen baserades på de storskaliga variablerna i funktion 7 och nya provytemedelvärden beräknades för respektive strata. Därefter skattades nya medelvärden enligt funktionen för skattning av \widehat{SIH}_{AA} , hädaneftter benämnt som \widehat{SIH}_{AG} , för de olika strata. De nya provytemedelvärdena samt skattningsmedelvärde för \widehat{SIH}_{AG} för varje stratum redovisas i tabell 4 och 5. Detta

utfördes för att på ett bättre sätt utvärdera noggrannheten i skattningar utifrån de storskaliga variationerna som modellen utvecklats för att prediktera. Därefter genomfördes en analys med stegvis regression för att finna vilken eller vilka av de storskaliga variablerna som har störst inverkan på \widehat{SIH}_{AG} .

Tabell 4. Beståndsmedelvärden för SIH (m) från provtytor från företagstaxeringen beräknat efter stratifieringar för lokalklimatisk zon, altitud samt latitud. Motsvarande skattningsmedelvärden utifrån \widehat{SIH}_{AG} (m) inom parenteser. M2 = lokalmaritim zon i Norrland och K2 = lokalkontinental zon i Norrland, $n=71$ bestånd.
Table 4. Stand mean values for site index (m) from the sample plots from the inventory, recalculated according to different strata of local climate zones, altitude and latitude. Corresponding estimate means for \widehat{SIH}_{AG} (m) within parentheses. M2 = local maritime climate zone in Norrland and K2 = local continental climate zone in Norrland, $n=71$ stands.

Latitud°	Klimatzon		Medelvärde
	M2	K2	
63,5	19,2 (22,8)	-	19,2 (22,8)
64	19,3 (20,9)	21,0 (21,0)	20,6 (21,0)
64,5	21,7 (22,2)	21,3 (20,7)	21,3 (20,9)
65	-	20,6 (20,5)	20,6 (20,5)
Altitud (m)	-	-	-
0	18,8 (21,5)	-	18,8 (21,5)
100	19,6 (22,4)	19,7 (22,0)	19,8 (22,0)
200	20,8 (23,1)	21,0 (20,6)	21,0 (20,7)
300	21,9 (22,5)	22,3 (20,2)	22,2 (20,7)
400	21,9 (20,7)	20,8 (20,5)	21,0 (20,4)
Medelvärde	20,2 (22,0)	21,0 (20,7)	-

Tabell 5. Beståndsmedelvärden för SIH (m) från provtytor från företagstaxeringen beräknat efter en stratifiering av alla de storskaliga variablerna i funktion 7. Motsvarande skattningsmedelvärden utifrån \widehat{SIH}_{AG} (m) inom parenteser. M2 = lokalmaritim zon i Norrland och K2 = lokalkontinental zon i Norrland i stratum där de båda lokalklimatiska zonerna finns representerade, $n=71$ bestånd.

Table 5. Stand mean values for site index (m) from the sample plots from the inventory calculated according to a stratification of all the large scale variables incorporated in function 7. Corresponding estimate means for \widehat{SIH}_{AG} (m) within parentheses. M2 = local maritime climate zone in Norrland and K2 = local continental climate zone in Norrland in strata where both of these local climatic zones are represented, $n=71$ stands.

Altitud (m)	Latitud°			
	63,5	64	64,5	65
0	19,0 (22,7)	18,5 (19,7)	-	-
	-	-	-	-
	-	-	-	-
100	19,4 (22,9)	19,5 (22,2)	20,4 (21,6)	18,4 (21,4)
	-	M2=20,0 (22,0)	-	-
	-	K2=19,2 (22,3)	-	-
200	-	21,3 (20,4)	20,9 (20,8)	20,4 (20,6)
	-	-	M2=20,8 (23,1)	-
	-	-	K2=21,0 (20,7)	-
300	-	22,4 (20,6)	22,0 (21,1)	22,3 (19,8)
	-	-	M2=21,9 (22,5)	-
	-	-	K2=22,2 (19,8)	-
400	-	20,4 (20,7)	21,9 (20,7)	21,4 (20,0)
	-	-	M2=21,9 (20,7)	-
	-	-	K2=21,4 (20,0)	-

2.3.4 Statistisk utvärdering

Tre regressionsanalyser utfördes där den beroende variabeln var beståndsmedelvärden av SIH -skattning utförd med \widehat{SIH}_{AA} , \widehat{SIH}_{AB} eller \widehat{SIH}_{AG} och den oberoende variabeln i regressionsanalysen var medelvärdet av SIH från provtytor från företagstaxeringen per bestånd (för \widehat{SIH}_{AA} och \widehat{SIH}_{AB}) eller medelvärdet av SIH från provtytor per stratum (för \widehat{SIH}_{AG}). Regressionsanalysen utfördes för att undersöka sambandet mellan de beroende och oberoende variablerna och därigenom utvärdera noggrannheten för skattningen av ståndortsindex med \widehat{SIH}_{AA} , \widehat{SIH}_{AB} och \widehat{SIH}_{AG} .

2.4 Delstudie 3: Skattning av ståndortsindex med skördardata

De undersökta variablerna i delstudien var skattningar av SIH med två olika metoder.

- Skattning av SIH enligt funktion 2 där skattningar av grundtevägd medelhöjd från skördardata och grundtevägd beståndsålder som angavs som aggregerade beståndsmedelvärden av totalåldern för de provtytor som ingick i bestånden användes.
- Skogforsks skattningar av SIH , se Siljebo, et al., (2017) för metodbeskrivning, beräknat via skattningar av övrehöjd från skördardata och grundtevägd beståndsålder som

angavs som aggregerade beståndsmedelvärden av totalåldern för de provytor som ingick i bestånden.

2.4.1 Metod

Med beräkningsprogrammet hprGallring extraherades stamlistor som georefererade punktfiler från avverkade bestånd. hprGallring användes även för att extrahera shapefiler, så kallade beräkningsytor, med skattade värden för skogliga variabler i 13 x 13 m stora polygonpixlar. Exempel på den extraherade informationen beskrivs i tabell 6 där enheter anges enligt Siljebo et al. (2017).

Tabell 6. Information om avverkade stammar och skattningar i beräkningsytor från skördardatafiler, extraherade med hprGallring.

Table 6. Information regarding harvested stems and estimates in calculation areas from harvester production files, extracted with hprGallring.

Information från stamlista eller polygoncell (med storleken 13 x 13 m)	Enhet
Trädslag	-
Brösthöjdsdiameter (korrigerad eller okorrigerad, avsmalningsberoende)	mm
Trädhöjd (skattad enligt Siljebo et al. (2017, p. 55))	m
Stam-ID	-
Maskin-ID	-
Geografisk koordinat för skördarens plats vid trädfällning	m
Om beräkningen av träddata sker på en sammanslagning av två apterade stammar eller inte (diameter- och längdberoende)	Ja/Nej
Om stammen är flerträdshanterad	Ja/Nej
Stam utan topp	Ja/Nej
Skattat ståndortsindex i polygonceller	m
Skattad övre höjd i polygonceller	dm
Skattat Hgv i polygonceller	dm

Vid trädhöjdsskattningar ingår stubbhöjd som är generellt antas vara 20 cm enligt Möller et al. (2013), den skattade stubbhöjden innebär i sin tur att mätningen av brösthöjdsdiameter sker 110 cm in på rotstocken.

Grundytevägd medelhöjd, ståndortsindex (skattad enligt Skogforsks modell, hädanefter $\widehat{SIH}_{\text{Skogforsk}}$) och dominerande trädslag extraherades från hprGallring som polygonceller, se Möller et al. (2011b) för beräkningsmetodik. Dessa polygonceller importerades sedan till ArcGis Desktop 10.6.0 som shapefiler aggregerade efter virkesordernummer. I och med att positioneringen av avverkade träd anges som skördarens position när trädet upparbetas kan det bildas celler utan data i shapefilerna som konstrueras av hprGallring. I dessa celler har troligtvis skördaren enbart rört sig med kranen (Bhuiyan, et al., 2016). För att skapa en heltäckande shapefil som motsvarar det avverkade beståndets gränser tilldelades de polygonceller där skördaren inte upparbetat något träd men som ändå troligtvis har avverkats det aritmetiska medelvärdet av de 8 omkringliggande polygoncellernas värden.

Skattningen av SIH utifrån skördardata utfördes med samma funktioner och metod, men annat material, som \widehat{SIH}_{ALS} , d.v.s. funktion 2 (hädanefter $\widehat{SIH}_{Hgv\ skördare}$). Där Hgv hämtades från skattningar utifrån skördardata enligt hprGallring och beståndsålder hämtades från information om totaltålder från provytor som aggregerats till ett beståndsmedelvärde. Som referens för resultaten beräknades även en SIH-skattning enligt funktion 2 för varje provyta där Hgv och ålder enligt provytorna från företagstaxeringen användes som oberoende variabler i funktion 2 (hädanefter $\widehat{SIH}_{Hgv\ provyta}$).

2.4.2 Statistisk utvärdering

Tvåsidiga t-test utfördes för att jämföra om pixelvärden för skattningar av SIH skiljer sig signifikant mellan $\widehat{SIH}_{Skogforsk}$, \widehat{SIH}_{ALS} och $\widehat{SIH}_{Hgv\ skördare}$. Nollhypotesen var att det inte föreligger någon skillnad mellan medelvärdena för de olika skattningsmetoderna.

2.5 *Delstudie 4: Vad skulle en förändrad metod att skatta ståndortsindex innebära för Holmen Skogs skogliga planering?*

Hur en förändring av ståndortsindex skulle påverka tidpunkt för skogliga åtgärder undersöktes i en fallstudie via en analys med Heureka-systemet. Heureka är en programvara för beslutsstöd vid skogliga beslut som bland annat erbjuder tillväxtprognoser samt simulerar effekter av olika skötselåtgärder enligt svenska förhållanden. Programvaran presenterades i sin första publika version 2009 (Wikström, et al., 2011). För denna studies syfte används centrala delar i Heureka så som tillväxtprognoser och programvarans skötselprogramsgenerator i verktyget PlanVis (Treatment Program Generator) samt till viss del även avgångsprognoserna i bestånd vilka simuleras via funktioner från (Elfving, 2010a). I Heureka finns två olika tillväxtmodeller. För ungskog skattas höjdtillväxten beroende av ståndortsindex. För etablerade bestånd skattas beståndets grundytetillväxt vilken sedan fördelas på de enskilda träden utifrån inbördes samspel mellan stammar i beståndet. Tillväxtfunktionerna för grundytetillväxt och höjdtillväxt på bestånds- samt enskild trädnivå redovisas i (Elfving, 2010b). Noterbart är att alla simuleringar för långtidsprognoser i Heureka sker stegvis med 5-års-intervall.

2.5.1 Metod

PlanVis tilläts simulera ett optimalt skötselprogram för de bestånd som ingick i del A av delstudie 1, med maximerat nuvärde som målsättning. Indata för simuleringarna i Heureka var beståndsvisa medelvärden av de provytor från företagstaxeringen som ingick i respektive bestånd. I dessa bestånd ersattes angivelse för ståndortsindex med antingen ståndortsindex från beståndsregistret eller det beståndsvisa medelvärdet av \widehat{SIH}_{ALS} per bestånd. Simuleringar av beståndsutveckling och beståndsskötsel utfördes två gånger i Heureka, en gång med ståndortsindex från beståndsregistret och en ytterligare gång med

samma data i övrigt med den enda skillnaden att ståndortsindexangivelsen ersattes med \widehat{SIH}_{ALS} .

Gallringsinstruktionerna i Heureka justerades för att efterlikna modernt skogsbruk enligt Bergquist et al. (2016) med maximalt två gallringar per omloppstid och en tvingande förstagallring när bestånden var inom höjdintervallet 10-14 m. Dessutom förekom ingen gallring vid beståndsmedelhöjder över 20 m. Vidare tilläts inte att monokulturer skapades vid gallring och trädslagsblandningen efter gallring angavs till att vara 90% det dominerande trädslaget (tall eller gran), 5% det icke-dominerande barrträdslaget (tall eller gran) och 5% lövträd. Gallring tilläts att inträffa i bestånden när övrehöjd och beståndsmedelvärden för grundyta passerar en speciell ståndortsindexspecifik kurva som speglar sambandet mellan övre höjd och grundyta inom ett bestånd enligt Skogsstyrelsens gallringsmallar. I tabell 7 redovisas de inställningar som avviker från Heurekas förinställda val för att åstadkomma simulering enligt detta skötselprogram.

Resultatet av det förändrade värdet för ståndortsindex mellan de två simulerade skötselprogrammen jämfördes visuellt vad gällande antal bestånd per period som föreslogs vara första-, andragallring eller slutavverkning enligt Heureka PlanVis. Noterbart gällande simuleringarna i Heureka är att varken kostnadsfunktionerna, kalkylräntan eller prislistan har ändrats från ursprungsinställningarna i Heureka. Då målfunktionen för simuleringen var maximerat nuvärde har simuleringarna alltså inte tagit hänsyn till åtgärdernas spatiala eller tidsmässiga fördelning och inte heller de regler i skogsvårdslagen som rör detta.

Tabell 7. Heurekavariabler i kontrolltabeller som i föreliggande studie avviker från de förvalda.

Table 7. Variables in Heureka control tables used in this study that differ from the default setting.

Heurekavariabel	Standardinställning	Anpassad inställning
Thinning configuration	HuginOld	LOEriksson species priority 90% dominerande barrträdslag, 5% icke-dominerande barrträdslag, 5% lövträd och relative diameter ratio 0.95 för alla arter
Max height first thinning	16	14
Max height any thinning	25	20
Max number of thinnings	3	2
Always thinning	True	False
Min time between thinning and final felling	2	1
Thinning period delay max (även för generation 2)	2	5
Final felling period max	6	10

3 Resultat

3.1 Delstudie 1: Skattning av \widehat{SIH}_{ALS} baserad på grundytavägd medelhöjd skattad från flygburen laserskanning

Resultatet från regressionsanalysen för beståndsmedelvärden av \widehat{SIH}_{ALS} för del A, figur 2 (a) och (d), visade ett visst samband mellan fältinventerat SIH och \widehat{SIH}_{ALS} i granbestånd och ett tydligare samband mellan fältinventerat SIH och \widehat{SIH}_{ALS} i tallbestånd, tabell 8. \widehat{SIH}_{ALS} i granbestånd har ingen dragning åt att höga eller låga boniteter överskattas mer än det motsvarande. I tallbestånd underskattas dock tallboniteter mer vid låga boniteter än vid höga vid skattningar enligt \widehat{SIH}_{ALS} . Där boniteter som är under medelboniteten för studien underskattas med 14,4% av medelvärdet, motsvarande 2,39 m, jämfört med höga tallboniteter som underskattas med 6,2% av medelvärdet, motsvarande 1,33 m. Spridningen av residualerna är oberoende av det skattade värdet för båda skattningarna, figur 3, med en viss dragning åt att lägre ståndortsindex för tallbestånd underskattades mer än högre ståndortsindex för tall.

Vid en jämförelse mellan skattningskvalitet för \widehat{SIH}_{ALS} beroende på om ålder från provtytor eller ålder från beståndsregister används som oberoende variabel, tabell 9, framgick att skattningskvaliteten genomgående enbart var någon procent sämre när ålder från beståndsregistret användes. Det bekräftar att metoden ger tillförlitliga värden även vid användning av ålder från beståndsregistret istället för ålder från provtytor. Noterbart här är att bias är 0,57 m högre när ålder från beståndsregister används istället för aggregerad provytemedelålder för beräkning av \widehat{SIH}_{ALS} i granbestånd medan underskattningen ökar med 1,13 m när ålder från beståndsregister används istället för aggregerad provytemedelålder för beräkning av \widehat{SIH}_{ALS} i tallbestånd. När grundytavägd beståndsålder från beståndsregistret användes istället för aggregerad beståndsålder från provtytor framträdde diskrepansen mellan skanningstillfället och beståndsåldern i beståndsregistret för två objekt som avverkats efter laserskanningens utförande. Detta manifesteras genom det höga skattade värdet för två av punkterna i figur 4 (h). En jämförelse mellan beståndsregistrets ståndortsindex för de bestånd som innehöll provtytor och \widehat{SIH}_{ALS} för samma bestånd, figur 4 (e) och (g), visar att en korrelation mellan beståndsregistrets ståndortsindex och \widehat{SIH}_{ALS} finns. Korrelationen var dock, precis som vid jämförelse med provtytor, svagare för granbestånd, p-värde: 0,01864, $R^2=0,20$, än för tallbestånd, p-värde: 0,00000, $R^2=0,51$. Jämförelsen av medelvärdet för Hgv-skattningar från Skogliga grunddata per bestånd och medelvärdet av uppgifter om Hgv från provtytor per bestånd visade en stark korrelation, p-värde: 0,0000, $R^2=0,94$, relativ RMSE: 5,7% av medelvärdet figur 4 (f).

Vid ett tvåsidigt t-test, för del B, mellan medelvärdet av ståndortsindex från beståndsregistret och medelvärdet av \widehat{SIH}_{ALS} per bestånd visade det sig föreligga signifikanta skillnader mellan ståndortsindex i Holmen Skogs beståndsregister och det

skattade \widehat{SIH}_{ALS} per bestånd. Dessa skillnader var också signifikanta när bestånden stratifierades efter dominerande trädslag och \widehat{SIH}_{ALS} -klass, tabell 9. SIH i contortabestånd skattades i medeltal 5,8 m högre än vad beståndsregistrets ståndortsindex angav. Sett över hela beståndsregistret skattas \widehat{SIH}_{ALS} i medeltal cirka 0,6 m lägre än beståndsregistrets uppgifter om ståndortsindex där tallbestånd skattas relativt sett lägre än granbestånd jämfört med beståndsregistret. För beståndsmedelvärden av \widehat{SIH}_{ALS} som understiger SIH 18 m är skattningarna i medeltal cirka 4,5 m under beståndsregistret. I stratat där den största delen av beståndsregistret ligger, \widehat{SIH}_{ALS} mellan 18 m och 23 m, skattas SIH enligt \widehat{SIH}_{ALS} cirka 0,1 m lägre än beståndsregistret. Medan i bestånd där \widehat{SIH}_{ALS} skattas till att vara högre än 23 m är skattningarna 4,6 m högre än i beståndsregistret. Den lilla skillnaden i medelvärde för ståndortsindex från beståndsregistret mellan de olika stratifieringarna efter \widehat{SIH}_{ALS} visar att \widehat{SIH}_{ALS} troligtvis inte har något samband med ståndortsindex i beståndsregistret, i alla fall inte för beståndsmedelvärden av \widehat{SIH}_{ALS} långt ifrån medelvärdet av \widehat{SIH}_{ALS} för alla bestånd. Stratifieringarna redovisas i tabell 10. I figur 5 syns avsaknaden av samband mellan ståndortsindex i beståndsregistret och skattningar med \widehat{SIH}_{ALS} i tall- och contortabestånd (p-värde: 0,1546, $R^2=3,612e-05$ och relativ RMSE: 23,4% respektive p-värde: 0,1742, $R^2=0,0008$ och relativ RMSE: 20,1%). Medan ett samband tycks finnas för grandominerade samt lövträdsdominerade bestånd (p-värde: 0,0000, $R^2=0,3217$ och relativ RMSE: 19,4% respektive p-värde: 0,0000, $R^2=0,3529$ och relativ RMSE: 19,4%). Små bestånd skattas lägre med \widehat{SIH}_{ALS} jämfört med ståndortsindex från beståndsregistret medan stora bestånd skattas högre, tabell 11.

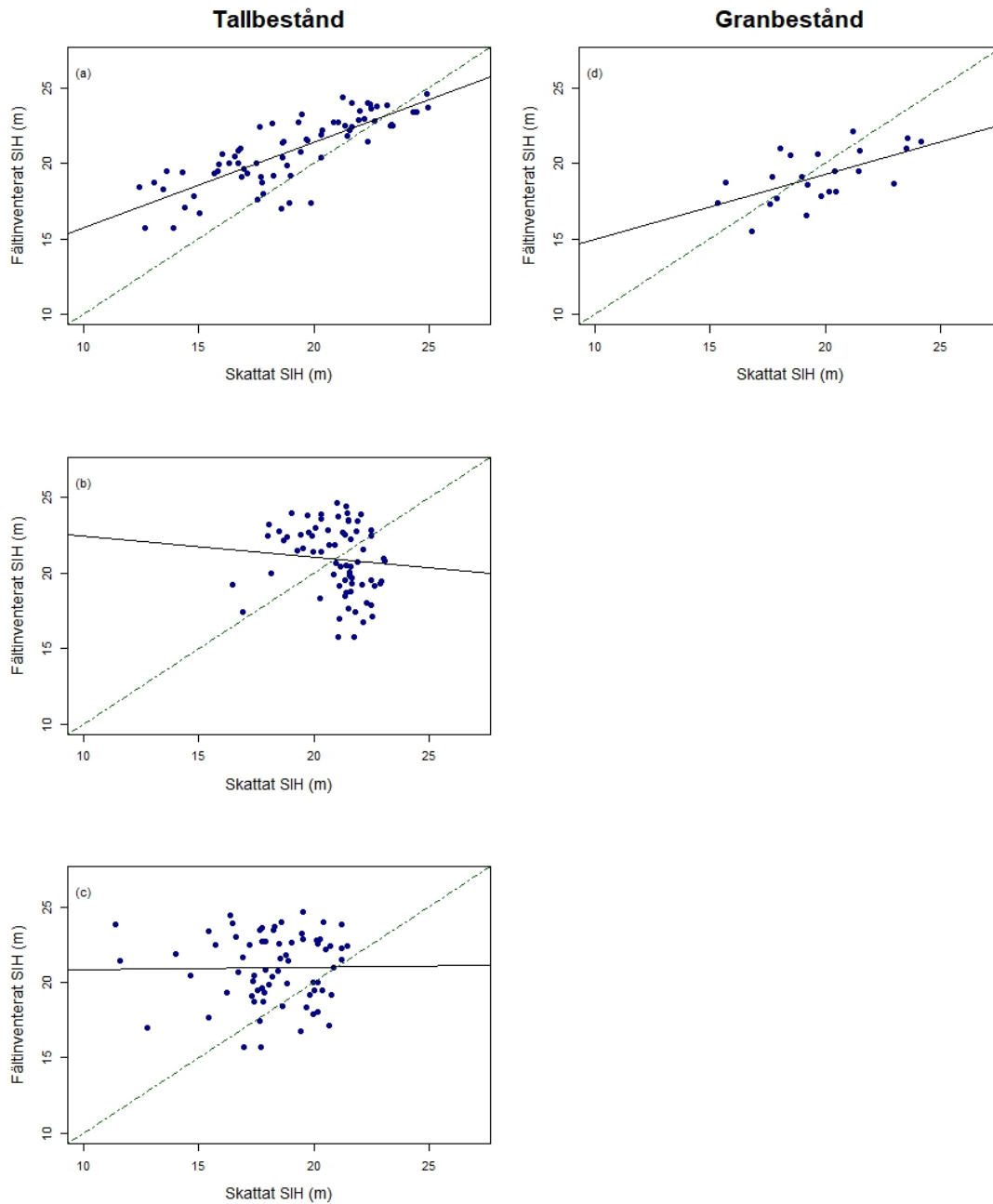
3.2 Delstudie 2: Skattning baserad på allmänt tillgänglig information

Resultatet från regressionsanalyserna av beståndsmedelvärden för \widehat{SIH}_{AA} och \widehat{SIH}_{AB} , figur 2 (b) och (c), visade inget signifikant samband, tabell 8, mellan skattningar av SIH utförd med allmänt tillgänglig information och fältmätt SIH för tallbestånd. Dessutom blev spridningen större när variablerna humiditet och medelhöjd inkluderades i skattningen. Vid stegvis regressionsanalys av de stratifierade variablerna visade det sig att endast lokalklimatisk zon hade signifikant inverkan på den linjära modellen. Resultatet visade dock ett väldigt lågt signifikant samband och en låg förklaringsgrad, tabell 8, mellan \widehat{SIH}_{AG} och aggregerade provytemedelvärden av SIH stratifierat efter de lokalklimatiska zonerna. Detta samband var dock negativt, ökande värde på \widehat{SIH}_{AG} korrelerade med sjunkande värde för aggregerade provytemedelvärden av SIH stratifierat efter de lokalklimatiska zonerna. I praktiken innebär detta att skattningar enligt \widehat{SIH}_{AA} , \widehat{SIH}_{AB} och \widehat{SIH}_{AG} är oprecisa inom den undersökta spatials nivån, beståndsnivå.

Tabell 8. Skattningskvalitet och skattningsdetaljer för de olika skattningsmetoderna av SIH, jämfört med beståndsvisa provytemedelvärden. Bias anges som medelvärdet av skattat SIH minus medelvärdet av inventerat SIH utifrån provytor.

Table 8. Quality and details of estimates of site index for the different estimation methods compared to stand wise mean sample plot values. Bias is referred to as mean value of site index estimates minus mean value of site index from sample plots.

	\widehat{SIH}_{ALS} Tallbestånd	\widehat{SIH}_{ALS} Granbestånd	\widehat{SIH}_{AA}	\widehat{SIH}_{AB}	\widehat{SIH}_{AG}
Korrelationskoefficient	0,80	0,59	-0,22	0,02	-0,34
RMSE (m)	2,68	2,02	2,93	4,11	1,58
Relativ RMSE	12,8%	10,6%	14,0%	19,6 %	7,6%
R ²	0,6404	0,3227	0,0346	-0,0146	0,1062
P-värde	0,0000	0,0028	0,0653	0,8884	0,0032
Bias (m)	-1,85	0,56	0,07	-2,72	-
Relativ bias	-9,72%	2,80%	0,03%	-13,00%	-
n	71	23	71	69	71
Urval (SIH) (m)	15,7 – 24,4	15,5 – 22,1	15,7 – 24,4	15,7 – 24,4	15,7 – 24,4



Figur 2. Relationen mellan olika skattningsmetoder för SIH aggregerade till beståndsmedelvärden och fältinventerat SIH enligt provtytor från företagstaxeringen aggregerade till beståndsmedelvärden. De brutna linjerna är 1/1-linjer och de heldragna linjerna är regressionslinjer.

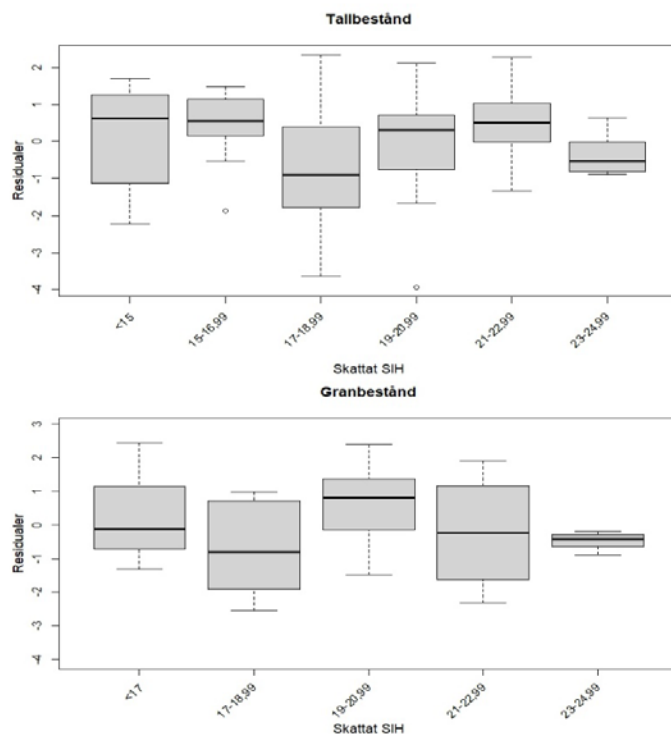
Figure 2. The relation between different estimation methods for estimating site index aggregated to stand mean values and site index from sample plots aggregated to stand mean values. The dashed lines are 1/1-lines and the solid lines are regression lines.

(a) \widehat{SIH}_{ALS} , Tallbestånd, Scots pine stands $y=10,11372+0,56589x$,

(b) \widehat{SIH}_{AA} , Tallbestånd, Scots pine stands $y=23,84989-0,13864x$,

(c) \widehat{SIH}_{AB} , Tallbestånd, Scots pine stands $y=20,63090+0,01802x$,

(d) \widehat{SIH}_{ALS} , Granbestånd, Norway spruce stands $y=10,6928+0,4299x$.



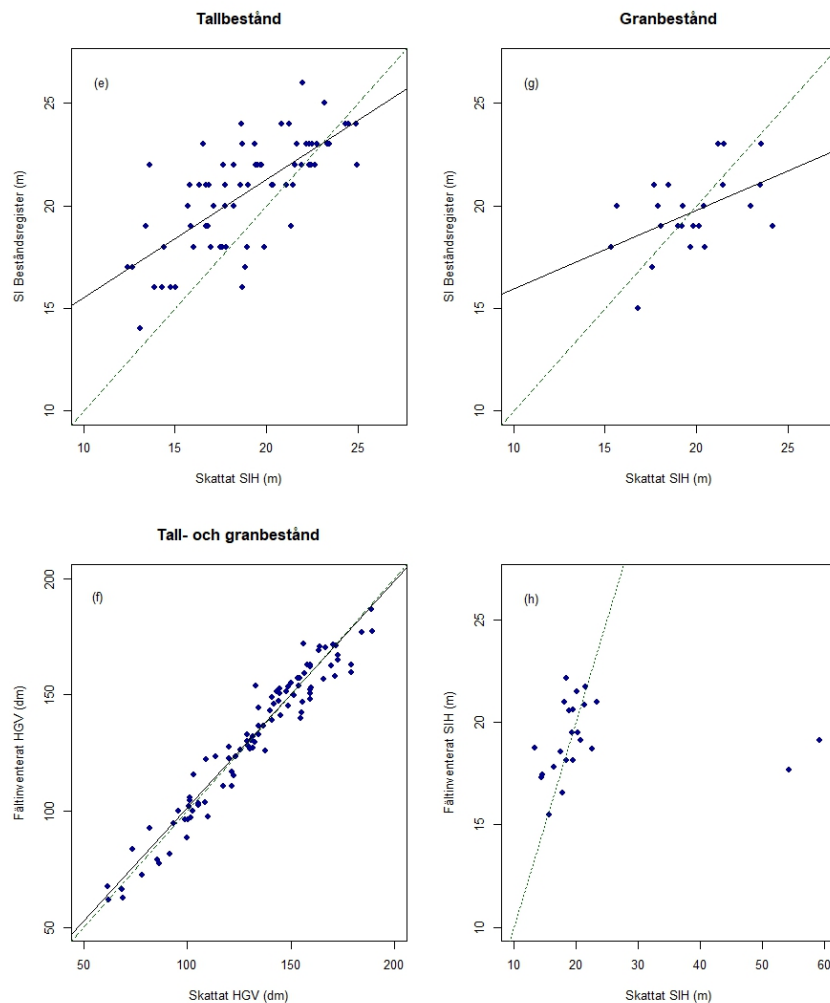
Figur 3. Lådogram över residualerna för skattningar utförda i delstudie 1 del A ((a) och (d) i figur 2) fördelat på skattningar för tall- respektive granbestånd.

Figure 3. Box plots of the residuals for estimates in part study 1 part A ((a) and (d) in figure 2) distributed over Scots pine and Norway spruce stands.

Tabell 9. Jämförelse av skattningskvalitet och skattningsdetaljer för beståndsmedelvärden av två olika \widehat{SIH}_{ALS} -skattningar utförda i samma bestånd med höjder från laserskanningsdata men med två olika åldersuppgifter, fördelade efter gran- och tallbestånd. ÅBT = ålder från beståndsregister i tallbestånd, ÅPT = ålder från provytemedelvärden i tallbestånd, ÅBG = ålder från beståndsregister i granbestånd och ÅPG = ålder från provytemedelvärden i granbestånd. Bias anges som medelvärdet av skattning minus medelvärdet av provytor. Outliers, d.v.s. bestånd som avverkats efter laserskanningens utförande, har selekterats bort vid analysen.

Table 9. Comparison of quality and details of estimates of site index for stand mean values of \widehat{SIH}_{ALS} estimates done in the same stands with heights from laser-scanning data but with two different information sources for age, distributed over Norway spruce and Scots pine stands. ÅBT = age from the stand register in Scots pine stands, ÅPT = age from the sample plot mean values of Scots pine stands, ÅBG = age from the stand register in Norway spruce stands and ÅPG = age from the sample plot mean values of Norway spruce stands. Bias is referred to as mean value of estimates minus mean value of sample plots. Outliers, i.e. stands harvested after the laser-scanning, have been removed from the analysis.

Resultatvariabel	ÅBT	ÅPT	(ÅBT – ÅPT)	ÅBG	ÅPG	(ÅBG – ÅPG)
Korrelationskoefficient	0,82	0,80	0,02	0,57	0,59	-0,02
RMSE (m)	2,71	2,68	0,03	2,22	2,02	0,2
Relativ RMSE	12,9%	12,8%	0,1%	11,5%	10,5%	1,0%
R ²	0,5680	0,6404	-0,0724	0,2929	0,3227	-0,0298
P-värde	0,0000	0,0000	0,0000	0,0066	0,0028	0,0039
Bias (m)	-2,98	-1,85	-1,13	1,13	0,56	0,57
Relativ bias	-14,22%	-9,72%	-4,5%	6,4%	2,8%	3,6%
n	69	71	-2	21	23	-2



Figur 4. (e) och (g), relationen mellan ståndortsindex enligt beståndsregistret och \widehat{SIH}_{ALS} i de bestånd som ingick i delstudie 1 del A. (f) relationen mellan medelvärdet av skattad Hgv från Skogliga grunddata per bestånd och provytemedelvärden av Hgv per bestånd. (h) relationen mellan aggregerat beståndsmedelvärde av SIH från provytor och beståndsmedelvärde för skattning av SIH gran med beståndsålder från beståndsregister, inkluderar outliers som uppkommer då beståndsåldern är låg i beståndsregister 2018 men som var av hög ålder under laserskanningen. De brutna linjerna är 1/1-linjer och de heldragna linjerna är regressionslinjer.

Figure 4. (e) and (g), the relation between site index according to the stand register and \widehat{SIH}_{ALS} for the stands that are included in part A of part study 1. (f) the relation between the mean value of estimated basal area weighted mean height from Skogliga grunddata per stand and aggregated mean value of basal area weighted mean height per stand from the sample plots. (h) the relation between aggregated stand mean values of site index from sample plots and estimated mean site index for Norway spruce dominated stand where the stand age used is the stand age from the stand register. Included are the outliers that are a result of a low stand age in the stand register in the year 2018, an age that was high during the time for laser-scanning. The dashed lines are 1/1-lines and the solid lines are regression lines.

(e) Tallbestånd, Scots pine stands $y=9,76610+0,57685x$,

(f) Tall- och granbestånd, Scots pine and Norway spruce stands: $y=4,12045+0,97507x$

(g) Granbestånd, Norway spruce stands $y=12,1532+0,3821x$.

Tabell 10. Jämförelse mellan beståndsmedelvärden för \widehat{SIH}_{ALS} och ståndortsindex enligt beståndsregistret för hela beståndsregistret. Stratifierat efter dominerande trädslag och efter si-klass enligt \widehat{SIH}_{ALS} . P-värdet för samtliga t-test var 0,0000, n=56778 bestånd. Standardavvikelse inom parenteser.

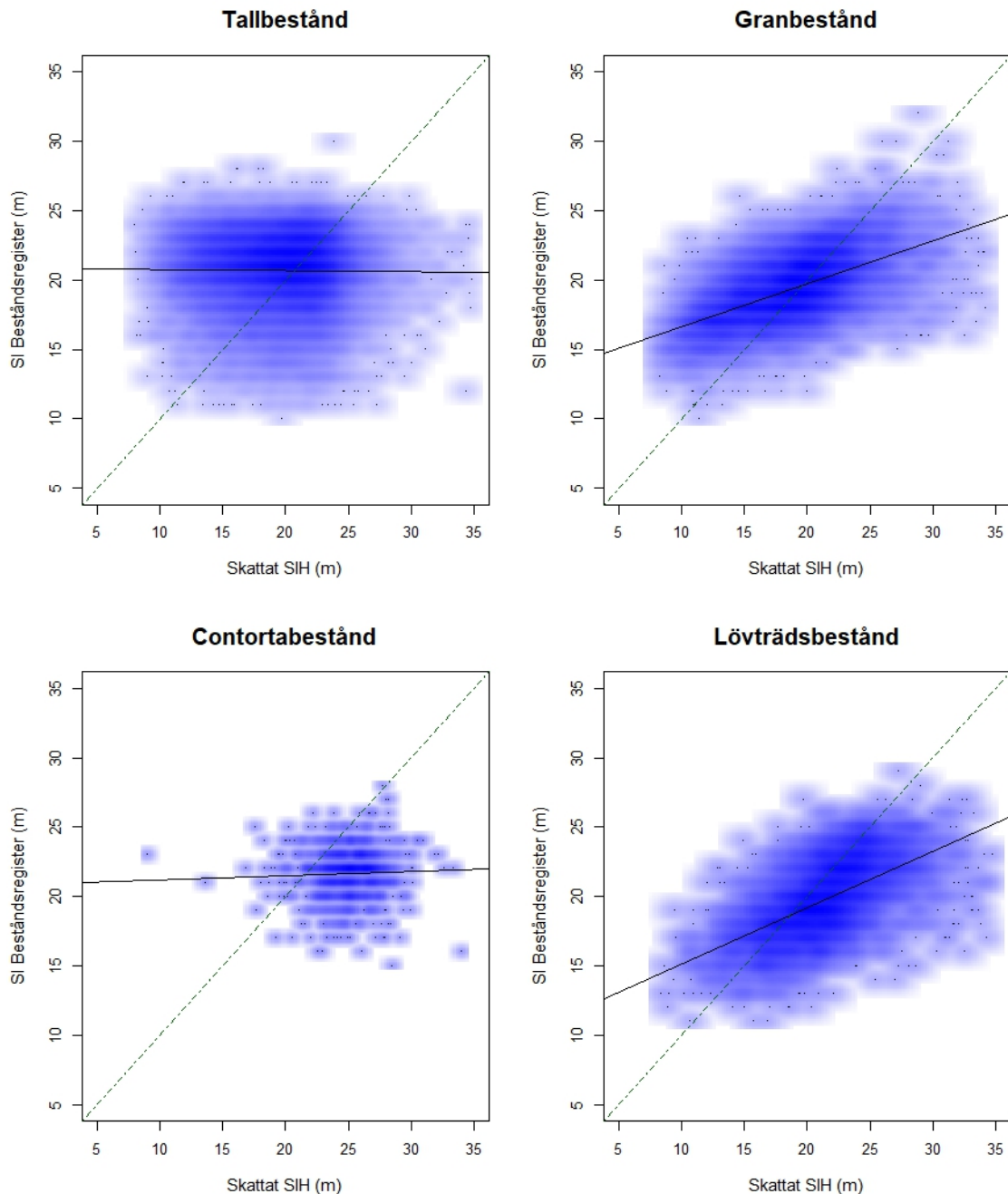
Table 10. Comparison between stand mean values of \widehat{SIH}_{ALS} and site index according to the stand register for the whole stand register. Stratified according to dominating tree species and site index class according to \widehat{SIH}_{ALS} . The p-value for all t-tests was 0.0000, n=56778 stands. Standard deviation within parentheses.

	Medel-si bestånds- register (m)	Medel-sih Skattning (m)	95% konfidens- intervall	T-värde	Frihetsgrader
Alla bestånd	20,30 (2,6)	19,70 (3,7)	-0,61 -0,54	-29,715	13134
Tallbestånd	20,66 (2,6)	19,58 (3,9)	-1,12 -1,04	-48,170	67859
Granbestånd	19,61 (2,5)	19,14 (4,6)	-0,55 -0,39	-11,459	22811
Contortabestånd	19,00 (1,7)	24,77 (2,3)	5,64 5,90	85,406	1185
Lövträdsbestånd	19,84 (2,9)	21,32 (4,4)	1,34 1,63	-19,662	8210
si-klass enligt $\widehat{SIH}_{ALS} < 18$	19,56 (1,3)	15,05 (4,2)	-4,57 -4,46	-161,351	28982
si-klass enligt $\widehat{SIH}_{ALS} > 18 < 23$	20,57 (1,4)	20,49 (3,6)	-0,12 -0,05	-5,463	44774
si-klass enligt $\widehat{SIH}_{ALS} \geq 23$	20,63 (0,9)	25,26 (3,4)	4,55 4,70	127,320	16740

Tabell 11. Jämförelse mellan beståndsmedelvärden för \widehat{SIH}_{ALS} och ståndortsindex enligt beståndsregistret för hela beståndsregistret. Stratifierat efter storlek på bestånden. n=56778 bestånd. Standardavvikelse inom parenteser.

Table 11. Comparison between stand mean values of \widehat{SIH}_{ALS} and site index according to the stand register for the whole stand register. Stratified according to stand size. n=56778 stands. Standard deviation within parentheses.

Beståndsstorlek (ha)	Medel-si beståndsregister (m)	Medel-sih Skattning (m)	Medel-si beståndsregister minus Medel-sih Skattning (m)	n
<0,5	20,28 (2,7)	18,56 (4,7)	1,72	924
0,5-0,99	20,11 (2,8)	18,43 (4,1)	1,68	4302
1-1,99	20,17 (2,7)	18,69 (4,0)	1,48	9537
2-3,99	20,21 (2,7)	19,26 (3,8)	0,95	13598
4-6,99	20,35 (2,6)	19,91 (3,4)	0,44	11899
7-9,99	20,42 (2,6)	20,42 (3,2)	0	6210
10-14,99	20,45 (2,5)	20,90 (3,1)	-0,45	5128
15-19,99	20,55 (2,5)	21,51 (2,9)	-0,96	2258
20-29,99	20,59 (2,4)	21,79 (2,8)	-1,20	1816
30-39,99	20,38 (2,3)	22,49 (2,7)	-2,11	671
40-59,99	20,76 (2,4)	22,73 (2,7)	-1,97	356
>60	20,43 (2,6)	22,35 (2,3)	-1,92	107



Figur 5. Relationen mellan beståndsmedelvärden för \widehat{SIH}_{ALS} och ståndortsindex i bestandsregistret för hela bestandsregistret fördelat efter dominerande trädslag per bestånd. De brutna linjerna är 1/1-linjer och de heldragna linjerna är regressionslinjer. Orimligt låga ($SIH < 8$) och höga värden ($SIH > 35$) av ståndortsindex har selekterats bort.

Figure 5. The relation between stand mean values for \widehat{SIH}_{ALS} and site index from the stand register for the whole stand register distributed across dominating tree species per stand. The dashed lines are 1/1-lines and the solid lines are regression lines. Unreasonably low ($SIH < 8$) and high values ($SIH > 35$) of site index has been removed.

Tallbestånd, Scots pine stands $y = 20,792725 - 0,005556x$,

Contortabestånd, lodgepole pine stands $y = 20,90771 + 0,03089x$,

Granbestånd, Norway spruce stands $y = 13,538022 + 0,310499x$,

Lövträdsbestånd, leaf tree dominated stands $y = 11,058429 + 0,405874x$.

3.3 Delstudie 3: Skattning av ståndortsindex med skördardata

Vid en pixelvis jämförelse mellan $\widehat{SIH}_{\text{Skogforsk}}$ och $\widehat{SIH}_{\text{Hgv skördare}}$, tabell 12, visade det sig, i ett t-test, förekomma signifikanta skillnader mellan de två skattningsmetoderna (p-värde: 0,0000, 95% konfidensintervall; -2,8888: -2,5860, t-värde: -35,452, frihetsgrader: 3445,4). Vid en pixelvis jämförelse mellan $\widehat{SIH}_{\text{Skogforsk}}$ och $\widehat{SIH}_{\text{ALS}}$ visade det sig dock i ett t-test (p-värde: 0,357, 95% konfidensintervall; -0,0981: 0,2719, t-värde: 0,92114, frihetsgrader: 3055,2), tabell 12, inte förekomma signifikanta skillnader mellan de två skattningsmetoderna.

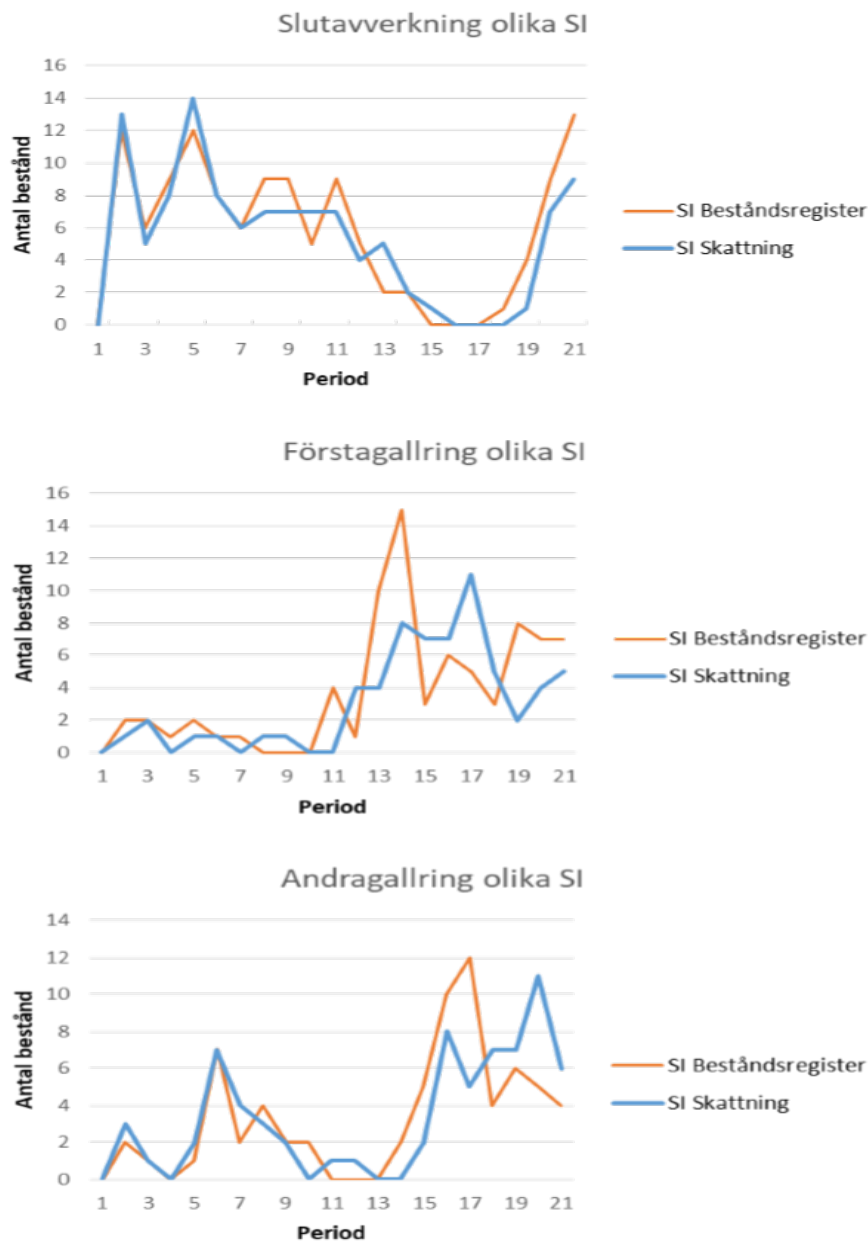
Tabell 12. Resultattabell för de olika metoderna att pixelvis skatta SIH (m) med hjälp av skördardata och laserdata. SI (m) från beståndsregister, $\widehat{SIH}_{\text{Hgv provyta}}$ (m) samt medelvärden för SIH (m) från provytor som referens. Standardavvikelse inom parenteser.

Table 12. Result table for the different methods of pixel wise estimates of site index (m) with harvester bucking data and laser-scanning data. Site index from the stand register, $\widehat{SIH}_{\text{Hgv provyta}}$ (m) and aggregated mean values of site index (m) from sample plots as reference. Standard deviation within parentheses.

	$\widehat{SIH}_{\text{Skogforsk}}$	$\widehat{SIH}_{\text{Hgv skördare}}$	$\widehat{SIH}_{\text{ALS}}$	SI Bestånds- register	SIH Provytor	$\widehat{SIH}_{\text{Hgv provyta}}$
Medel	20,80 (2,4)	23,51 (2,2)	20,71 (3,1)	18,00 (1,6)	19,24 (2,6)	21,76 (3,2)
n	1737	1737	1863	3	35	35

3.4 Delstudie 4: Vad skulle en förändrad metod att skatta ståndortsindex innebära för Holmen Skogs skogliga planering?

En jämförelse mellan hur två olika metoder att skatta ståndortsindex påverkar skötselbeslut simulerades genom Heureka PlanVis, figur 6. Resultatet från jämförelsen visade att en generell mindre sänkning av ståndortsindex enligt $\widehat{SIH}_{\text{ALS}}$, jämfört med ståndortsindex från beståndsregistret, fick genomgående små effekter på de simulerade skogsskötselbesluten för nuvarande generation. Varken gallrings- eller slutavverkningsprofilerna ändras med förändrat ståndortsindex sett över hela simuleringen. Däremot påverkas åtgärderna för nästa generation så att förstagallringarna i period 13 och 14 förskjuts till period 15-17 när $\widehat{SIH}_{\text{ALS}}$ används istället för ståndortsindex från beståndsregistret (en period = 5 år). Vidare förskjuts andragallringarna på motsvarande sätt, samt även slutavverkningarna något.



Figur 6. Jämförelse av antalet bestånd som föreslås skötas enligt slutavverkning, förstagallring eller andragallring beroende på metod att skatta ståndortsindex, fördelade efter perioder vid simulering med Heureka PlanVis. En period är 5 år. SI Beståndsregister = ståndortsindex enligt beståndsregistret och SI Skattning = skattning av ståndortsindex enligt \widehat{SIH}_{ALS} .
 Figure 6. Comparison of the number of stands that are subject to final felling, first thinning or second thinning depending on site index estimation method, distributed across periods in simulation with Heureka PlanWise. One period is 5 years. SI Beståndsregister = site index according to the stand register and SI Skattning = estimate of site index according to \widehat{SIH}_{ALS} .

4 Diskussion

4.1 Delstudie 1: Skattning av ståndortsindex med flygburen laserskanning

I delstudie 1 har noggrannheten för skattningar av ståndortsindex utifrån grundytbevågad medelhöjd skattad med data från flygburen laserskanning, från Skogliga grunddata, använt i kombination med beståndsålder, utvärderats. Resultatet från delstudie 1 visade att skattningar av ståndortsindex (SIH) kvalitetsmässigt ungefärligt motsvarar subjektiva fältskattningar av SIH, då medelfelet i studien var cirka 13% för tallbestånd och 11% för granbestånd. Det är ett medelfel som är i samma storleksordning som rapporteras för subjektiva fältskattningar av SIH (~10% av medelvärdet jämfört med noggranna referensmätningar) (Ståhl, 1992) och inom det uppmätta felmarginalsspannet (2-17% av medelvärdet) som rapporteras av Eid (2000) rörande fältskattningar av ståndortsindex jämfört med noggranna referensmätningar.

RMSE 12,84% för talldominerade bestånd respektive RMSE 10,55% för tallbestånd är jämförbara med resultat från Holopainen et al. (2010) som rapporterar ett RMSE på 11,4% vid bestämning av ståndortsindex på beståndsnivå i Finland. Metoden som användes i den studien var skattning av ståndortsindex baserat på övre höjd samt ålder från beståndsregister som kontrollerats med fältinventeringar. Övre höjd skattades utifrån den 95:e höjdpercentilen från ett laserpunktmoln givet av flygburen laserskanning med en returdensitet som uppgick till mellan 1,3–1,8 laserpulser/m². Packalén et al. (2011) undersökte möjligheten att skatta ståndortsindex i eukalyptusplantager i Brasilien med flygburen laserskanning genom övrehöjdsbonitering med en höjdpercentil samt ålder från beståndsregister. Resultatet var ett skattat ståndortsindex med RMSE 3,22% och bias 0,41%, returdensitet för laserpulser var 1.5 laserpulser/m². Författarna menar att ståndortsindex i plantageskogar kan vara lättare att skatta genom flygburen laserskanning än vad som är möjligt i seminaturella skogar. Orsaken kan vara homogeniteten i anlagda eukalyptusplantager. Det skulle även förklara den lägre felmarginal som rapporteras av Packalén et al. (2011) jämfört med studier i seminaturella skogar i den boreala zonen, av Holopainen et al. (2010) samt i föreliggande studie.

Resultat från studier i Douglasgranbestånd (*Pseudotsuga menziesii*) i nordvästra delen av USA med hög returdensitet, 8,70–9,81 laserpulser/m², visar att övrehöjdsskattningar av ståndortsindex med flygburen laserskanning i flacka områden med mindre komplex växtlighet relativt området i övrigt, är en god metod ($R^2=0.88$) (Gatzliolis, 2007). Dessa resultat är bättre än det bästa resultatet i del A av delstudie 1, talldominerade områden ($R^2=0.64$). Det är något som indikerar att säkerheten på skattningar av ståndortsindex ökar med ökande laserpulstäthet vid flygburen laserskanning då ingen komplex lutningsbild som kan förklara den lägre förklaringsgraden förekom i föreliggande studie. Men skillnaden kan även bero på exempelvis att det är olika trädslag som undersökts eller andra tekniska detaljer i laserskanningen.

Bias för granbestånd där funktionen överskattade ståndortsindex med 2,80% eller 0,56 m bedöms vara av mindre betydelse. Dessutom är spridningen jämn över hela spektrumet och residualerna visar inte någon trend. För tallbestånd är motsvande bias en underskattning med 9,72% eller 1,85 m. Funktionen verkar dock underskatta låga tallboniteter mer än höga tallboniteter, något som kan förklaras av laserskanningens egenskaper. Brukligt är att medelhöjd i areabaserade metoder beräknas utan korrigering för fördelningen av laserreturer i krontaket, vilket leder till underskattning av höjder i bestånd med inslag av lägre vegetation (Nordkvist, et al., 2017). En underskattning av medelhöjd leder i sin tur till att ståndortsindex blir underskattat. Liknande diskussion förs av Gobakken & Naeset (2008) som påvisar att vid lägre ståndortsindex och mer varierande skog behöver laserskanningen vara tätare för att fånga upp variationen inom bestånden. Detta förhållande stöds av Nelson et al. (1988) som argumenterar att jämnare krontak ger mer exakta skattningar av höjd vid flygburen laserskanning. Om Skogsstyrelsens gallringsmallar (Skogsstyrelsen, 1985) anses spegla generellt skogsbruk har områden med högre ståndortsindex traditionellt högre stamantal och högre grundyta än områden med lägre ståndortsindex. Givet att bestånd som växer på lägre ståndortsindex generellt är glesare, bör fler laserreturer träffa längre ner i kronorna och på marken. I förlängningen innebär detta att höjder underskattas på pixelnivå om medelhöjden beräknas baserat på en höjdpercentil, vilket är fallet för grunddatasetet som använts i den här studien. Sammantaget indikerar detta att det finns potential att få högre precision för skattningar av SIH med flygburen laserskanning om laserpulstätheten är högre samt att lägre ståndortsindex möjligtvis underskattas i en negativ återkopplingsloop som kan ha varit fallet i tallbestånd i föreliggande studie. Att inte samma negativa återkopplingsloop syns för skattningar av SIH i granbestånd i föreliggande studie kan bero på den generellt tätare vegetationen i granbestånd jämfört med tallbestånd (Stenberg, et al., 2004).

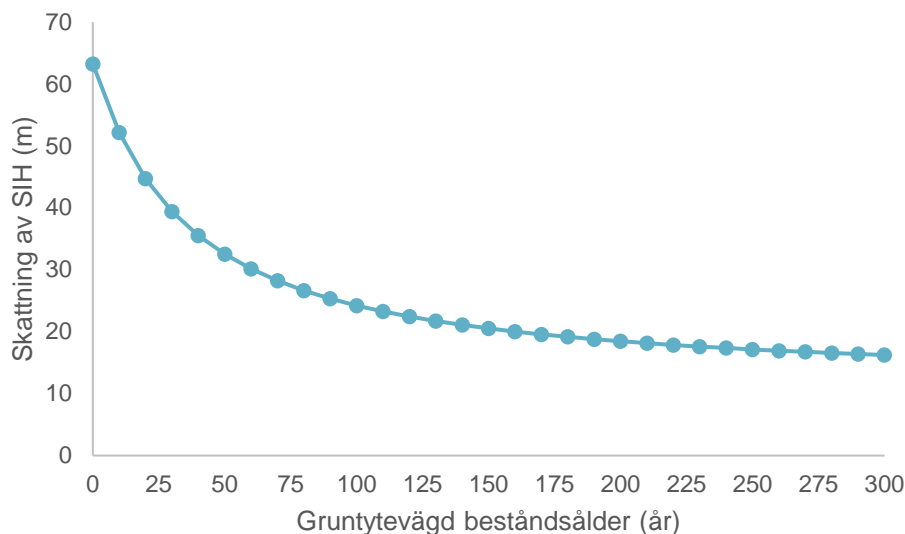
Att \widehat{SH}_{ALS} för hela beståndsregistret har en tendens till dragning mot medelvärdet är resultat som återkommer i andra liknande studier (Höck, et al., 1993). Att dragningen mot medelvärdet skulle förklaras av felaktiga åldersuppgifter eller felaktiga uppgifter om ståndortsindex i beståndsregistret motsägs av känslighetsanalysen. Här bör dock påpekas att vissa variabler i beståndsregistret för Holmen Skog har nivålagts efter den senaste företagsinventeringen, ståndortsindex är en av de nivålagda variablerna (Lindgren, 2018). Det är även tänkbart att beståndsålder kan vara en av de nivålagda variablerna. Den observerande likheten i figur 4 (e) och (f) samt tabell 9 kan vara ett resultat av denna nivåläggning. Avsaknaden av samband mellan skattningar med \widehat{SH}_{ALS} i tall- och contortabestånd och ståndortsindex från beståndsregistret är slående då inte samma avsaknad av samband finns för gran- eller lövträdsbestånd. Granbestånd skattas med lägre RMSE än tallbestånd enligt \widehat{SH}_{ALS} vid jämförelse med aggregerade provytamedelvärden av SIH. Men skattningarna för båda trädslagen är förhållandevis goda samt skillnaden är liten mellan de två olika trädslagens skattningar. Detta kan då rimligtvis inte förklara den stora skillnaden när skattningar för hela beståndsregistret beaktas. Här finns troligtvis istället en bakomliggande förklaring i beståndsregistrets uppgift om ståndortsindex och däri en möjlig systematisk skillnad mellan hur tall- och granbestånd ståndortsboniteras i fält.

Att \widehat{SH}_{ALS} skattas högre i contortabestånd än beståndsregistrets uppgift om ståndortsindex är naturligt då det inte blir en rättvis jämförelse att jämföra bonitetsangivelse enligt tall (från beståndsregistret) med en SIH-bonitering av ett annat trädslag som växer högre och snabbare än vad tall gör (Persson, 2008). För övriga trädslag skattas \widehat{SH}_{ALS} något lägre än ståndortsindex i beståndsregistret. Tallbestånd underskattas relativt sett mer än granbestånd, samma underskattningsmönster som återkom i jämförelsen mellan \widehat{SH}_{ALS} och aggregerat beståndsmedelvärde av SIH för provytor. Små bestånd underskattas med \widehat{SH}_{ALS} jämfört med beståndsregistrets ståndortsindex och stora bestånd överskattas. En förklaring till detta kan vara att ju mindre ett bestånd är desto större blir andelen kantpixlar som potentiellt återspeglar ett angränsande bestånd relativt de pixlar som återspeglar det faktiska beståndet (Mekälä & Pekkarinen, 2004). I stora bestånd är sannolikheten större att inventeringen och det därigenom givna värdet för ståndortsindex för beståndet inte till fullo återspeglar den variation som finns inom beståndet. En variation som fångas vid en pixelvis skattning av ståndortsindex, se exempel i figur 8.

4.1.1 Svagheter med studien

Skattningar av SIH baserat på Hgv från flygburen laserskanning kommer i sin nuvarande form inte att fungera i yngre bestånd utifrån laserskanningens beskaffenhet. Även om trädhöjderna inom det laserskannade området kan bestämmas med relativt hög säkerhet, cirka 0,5 m (Naesset & Bjeknes, 2001), 0,54–1,09 m (Korpela, et al., 2008) eller RMSE 16% av medelvärdet (Närhi, et al., 2008), så kan en felbedömning som tycks liten ändå utgöra en stor del av den totala trädhöjden för låga träd, vilket i slutändan kan bli en stor felkälla vid skattningar av SIH enligt funktion 2. Vid väldigt låga trädhöjder blir det till och med svårt att skilja vegetationen från markytan vid laserskanning (Korpela, et al., 2008). Vidare är lövträd vanligtvis de högsta träden i planterade barrträdsbestånd innan första röjningen är utförd (Korpela, et al., 2008), något som skulle innebära att skattningen av SIH baseras på lövträdshöjd snarare än det avsedda bonitetsvisande trädslagets höjd.

Även för äldre bestånd (bestånd som avslutat eller kraftigt avstannat sin höjdtillväxt) finns en svaghet i modellen. Eftersom definitionen av ståndortsindex är medelhöjden vid 100 års ålder för de 100 grävsta träden per hektar och trädttillväxt avtar och till sist avstannar med ökande trädålder (Albrektson, et al., 2012) bör funktionen för att beräkna SIH ta avstannande trädttillväxt i beaktande. För närvarande är det något som inte funktionen gör tillräckligt väl. Även om skillnaden i skattningar av SIH med \widehat{SH}_{ALS} blir mindre med ökande trädålder och samma Hgv så avstannar aldrig minskningen av SIH helt om ålder ökar och Hgv lämnas oförändrat, se exempel i figur 7. Det är något som kan leda till underskattningar av SIH i äldre bestånd.



Figur 7. Schematisk skiss över hur SIH skattas beroende på gruntytevägd beståndsålder i ett tallbestånd där gruntytevägd medelhöjd angavs till 22 m.

Figure 7. Sketch of how site index estimates depend on basal area weighted stand age in a Scots pine stand where basal area weighted mean height was set to 22 m.

Vid generell tillämpning av metoden bör det beaktas att tät vegetation, både i trädkronor och markvegetation, samt skarpa lutningar och ojämn terräng försämrar terrängmodellens kvalitet (Lundgren & Owemyr, 2010; Gatzolis, et al., 2010). I förlängningen innebär det att skattningen av vegetationshöjd blir sämre eftersom en beräkning av vegetationshöjd är beroende av en terrängmodell (Gatzolis, et al., 2010). Dock verkar skanningskvaliteten och terrängmodellen god under de förhållanden som råder i föreliggande studie. Rapporterat medelfel för terrängmodellen i vertikalled understiger 0,2 m (Lundgren & Owemyr, 2010).

Vid en beståndsvis medelvärdesberäkning av skattat SIH utifrån de 12,5 x 12,5 m pixlar som ingår i bestånden kan glesa och ojämna bestånd som till större eller mindre delar utgörs av pixlar med lågt Hgv enligt laserskanningen göra att skattningen av SIH blir underskattad när ett beståndsmedelvärde beräknas. För att komma runt detta gavs pixlar med ett skattat SIH-värde som understeg åtta medelvärdet av de närmast omkringliggande cellerna, något som innebär att större luckor (>~0,1 ha) inte har korrigerats för lika effektivt som mindre luckor. Det har inte heller tagits hänsyn till eventuella överståndare och kvarlämnade enstaka äldre träd i analysen. Vidare är metoden även baserad på fältuppgifter om beståndsålder från exempelvis ett beståndsregister eller provytor, vilket gör att metoden inte är helt fjärranalysbaserad. Dessutom är åldersbedömning av bestånd i fält en felkälla som kan uppgå till cirka 20% vid okulär skattning och ner till cirka 15% vid en fältinventeringsmetod som speglar noggrann fältmätning (Ståhl, 1992). Felkällan med åldersbedömning är dock en likvärdig faktor att ta med i beräkningen vid fältinventeringar av SIH.

4.1.2 Datakvalitet

Hgv som använts i studien skattas enligt Nilsson et al. (2017) med RMSE 11,2% på provytelnivå där de cirkulära provytorna som användes var antingen 7 m eller 10 m i radie. De provytor som var 7 m i radie motsvarar areamässigt ungefärligt en pixel i det slutgiltiga datasetet som använts i delstudie 1, 154 m² kontra 156 m². RMSE för Hgv på beståndsnivå var mellan 9,0–9,5% i studien (Nilsson, et al., 2017). Noterbart här är att RMSE är lite högre än vid jämförbara studier i Norden, studier som presenteras och sammanfattas i Naesset et al. (2004). I föreliggande studie (delstudie 1 del A) var dock RMSE lägre på beståndsnivå (5,7%) än vad Nilsson et al. (2017) rapporterar. Innebörden av detta är att Hgv skattas väl för de bestånd som var en del av delstudie 1 del A.

Cirkelprovytorna som används som provytor i delstudie 1 har platsbestämts med GPS med god noggrannhet (Lindgren, 2018) och de har inventerats och stratifierats enligt inventeringsmetoden som beskrivs i Carlsson (2003) där provytestorleken var 8 m i radie. Åldersspridningen i åldrarna 30-120 år är god bland de inventerade bestånden. Det finns också ett antal inventerade bestånd som är äldre än 120 år där medelåldern i det äldsta beståndet var 172 år. Dock är andelen talldominerade bestånd mer än dubbelt så stor som andelen grandominerade bestånd vilket gör att underlaget för att utvärdera noggrannheten för funktionen för att skatta SIH i grandominerade skogar blir litet. Då antalet granbestånd i studien var relativt få (n=23) och relativt väl samlade runt medelvärdet för ståndortsindex för bestånden hade det varit önskvärt med fler grandominerade bestånd för att få ett större utvärderingsmaterial till funktionerna. Antalet tallbestånd var desto fler (n=71) vilket är en, i föreliggande studie, viss övervikt mot tallbestånd jämfört med fördelningen mellan gran- och tallbestånd i Västerbotten (Anon., 2018). Underlaget för framtagandet av funktionerna för att beräkna SIH varierade också då antalet granprovytor som ligger till grund för funktionen var 236 jämfört med antalet tallprovytor som var 1135, bilaga 1. Innebörden av detta är att SIH för tall rimligtvis skattas med högre säkerhet än SIH för gran. Något bör även sägas om urvalet i studien då inget bestånd i medeltal hade under 15 m i skattat SIH vilket exkluderar de låga boniteterna från studien. Detta försvagar studien i och med avsaknaden av utvärderingsmaterial för ståndorter med lågt ståndortsindex.

4.2 *Delstudie 2: Skattning av ståndortsindex med allmänt tillgänglig information*

I delstudie 2 har ståndortsindex för tallbestånd skattats med hjälp av allmänt tillgänglig information: altitud, latitud, lutning, lokalklimatiskt område, humiditet, Hgv, samt beståndsålder (anläggningsår före 1950). Utfallet av studien visade inte något signifikant samband mellan fältinventerat ståndortsindex och det skattade värdet av ståndortsindex för någon av de två undersökta funktionerna i de 71 tallbestånden som var en del av studien. Funktionen som inkluderade humiditet och medelhöjd försämrade modellens skattningskvalitet något, vilket är i motsats till Wilhelmsson et al. (2018) som rapporterar förbättrade resultat för skattningar av SIH när, i synnerhet, medelhöjd tas med i funktionen. Något som kan bidra till att funktionen som inkluderar humiditet och medelhöjd skattar SIH sämre i föreliggande studie kan vara att uppgiften om medelhöjd kommer från skattningar

baserat på flygburen laserskanning medan Wilhelmsson et al. (2018) hämtar uppgifter om fältinventerad medelhöjd från Riksskogstaxeringen.

Den stora skillnaden mellan \widehat{SH}_{AA} och resultaten som redovisas vid utvärderingen av modellen i föreliggande studie $R^2=0,03$ och $RMSE=2,93$ m jämfört med $R^2=0,52$ och $RMSE=2,84$ m (Wilhelmsson, et al., 2018) är slående. Även om $RMSE$ är ungefär lika stort så blir förklaringsgraden i delstudie 2 så pass låg och p-värdet så pass högt (0,065) att modellen inte predikterar ståndortsindex i föreliggande studie. När beståndsmedelvärdena för ståndortsindex stratifierades enligt de variabler som ingår i funktionen erhöles något mer signifikanta värden med ($R^2=0,11$), för stratifiering enligt lokalklimatisk zon, som det bästa resultatet. Det indikerar att modellen skattar storskaliga förändringar i bakomliggande faktorer för ståndortsindex bättre, men kan inte förklara variationen inom län eller mindre områden. Detta stödjer författarnas tolkning att SH varierar mer på lokal nivå än vad som kunnat skattas med de använda variablerna (Wilhelmsson, et al., 2018).

Att stratifiering efter lokalklimatisk zon ger en signifikant skillnad för resultatet av modellen stöds bland annat av Dănescu et al. (2017) som fann ett signifikant samband mellan nederbörd och temperatur samt förbättrad möjlighet att förutsäga tillväxt. Dock verkar sambandet vara beroende mer av nuvarande klimat än längre klimatserier. Modellens förmåga att skatta tillväxt för gran försämrades när längre klimatserier inkluderades, detta visade sig dock inte gälla för silvergran (*Abies alba*) (Dănescu, et al., 2017). Klimatserierna som inkluderats i \widehat{SH}_{AA} och \widehat{SH}_{AB} , genom de lokalklimatiska zonerna, är gamla. De inkluderar medelvärden för klimatvariabler för perioderna 1901-1930 samt 1931-1960, och de inkluderar även längre tidsserier över klimatet och skattningarna av ståndortsindex kan möjligen förbättras om kortare och mer nutida klimatvärden används.

En relevant parallell kan dras mellan resultaten i delstudie 2 och resultat som presenteras från en liknande studie i Norge (Sharma, et al., 2012). Författarna av den studien undersökte samband mellan fältmätta variabler och fältinventerad ståndortsklass, där de fältmätta variablerna motsvarar de digitalt tillgängliga variabler som ingår i delstudie 2. Sharma et al. (2012) rapporterar skattningsdetaljer på $R^2=0,62$ och $RMSE=2,30$ m, vilket kan påvisa den högre detaljrikedomen i fältmätta variabler jämfört med de digitalt tillgängliga kartor som använts i delstudie 2. Noterbart är dock att grundmaterialet i Sharma et al. (2012) var mer än 9 gånger så stort som i delstudie 2.

4.2.1 Svagheter med studien samt datakvalitet

Funktionen (Wilhelmsson, et al., 2018) som studerats bygger på kunskap om bestånds anläggningsår, vilket torde vara känt i de allra flesta fall. Metoden går även att använda utan uppgift om beståndsålder. Hur väl utfallet blir av den metoden är något som inte undersökts i delstudie 2. Modellens beståndsdelar kan vara utsatta för multikollinearitet då exempelvis lokalklimatisk zon är till vissa delar beroende på altitud och latitud. Altitud och latitud har också ett visst samband då de högre altituderna inte återfinns på de lägre latituderna i Sverige. Testet för multikollinearitet vid framtagning av funktionen visade

enbart på samband mellan logaritmerad latitud och latitud (Wilhelmsson, personlig kommunikation).

Upplösningen på Lantmäteriets höjdmodell (raster 2 x 2 m) (Lantmäteriet, 2015) får sägas vara god och medelfelet i höjddled på 0,2 m (Lundgren & Owemyr, 2010) gör att Lantmäteriets höjdmodell lämpar sig väl för studiens syften, både vad gäller lutning och höjd över havet. De lokalklimatiska zonerna bygger på klimatdata från perioderna 1901-1930 samt 1931-1960, vilket kan innebära en risk med så gammalt data. Denna risk kan öka med ökande klimatförändringar, varför det är önskvärt med uppdaterade ingångsvariabler för att skatta lokalklimat.

4.3 Delstudie 3: Skattning av ståndortsindex med skördardata

I och med att den begränsade tillgången till skördardata i föreliggande studie är det svårt att dra några långtgående slutsatser angående noggrannheten och tillämpbarheten för användningen av skördardata vid ståndortsindexskattningar. Till synes föreligger dock ingen statistiskt säkerställd skillnad på pixelnivå mellan de två SIH-skattningarna

$\widehat{SIH}_{Skogforsk}$ och \widehat{SIH}_{ALS} för de tre bestånd som undersökts. Däremot föreligger det en skillnad mellan medelvärden för $\widehat{SIH}_{Skogforsk}$ och \widehat{SIH}_{ALS} jämfört med $\widehat{SIH}_{Hgv skördare}$ för de tre bestånden. I och med att \widehat{SIH}_{ALS} i föreliggande studie har visat sig ha ett samband med fältinventerade SIH-mätningar är det tänkbart att även $\widehat{SIH}_{Skogforsk}$ har ett samband med fältinventerade SIH-mätningar. Detta stämmer överens med den studie som utförts på skördardata och dess användning vid skattningar av ståndortsindex (Hannrup, et al., 2015).

Dock verkar det som att någon bakomliggande faktor vid antingen Hgv-skattningar i hprGallring eller dess kompabilitet med parameterskattningarna i funktion 2 gör att ståndortsindex överskattas i $\widehat{SIH}_{Hgv skördare}$. För att beräkna trädhöjder från skördardata i hprCM används funktioner för att skatta stamlängder enligt (Kiljunen, 2002). Dessa funktioner har ett rapporterat R^2 över 0,95 oavsett trädslag, vilket bör innebära att Hgv-skattningar för skördardata bygger på bra höjds-kattningar av de enskilda träden. Detta tyder på att funktion 2 bygger på ett samband mellan Hgv och ståndortsindex som är mer anpassat för skattningar av Hgv från laserskanningsdata men som inte är likvärdigt när skattningar av Hgv från hprGallring används.

4.3.1 Svagheter med studien samt datakvalitet

På grund av ett relativt litet antal bestånd som både innehåller skördardata och provytor från företagsinventeringen blir en jämförelse på beståndsnivå inte meningsfull. Därför har skillnader mellan olika skattningsmetoder utvärderats med ett t-test på pixelnivå. Initialt var tanken att använda ett större datamaterial men på grund av tekniska problem begränsades undersökningen till pilotstudie. Det blir dock svårt att värdera resultaten jämfört med fältinventerade referensytor i och med att dataunderlaget är så pass litet.

En skördares position under ett krontak i skogen bestäms med c:a 3 m felmarginal (Rasinmäki & Melkas, 2005) och där felmarginalen sällan överstiger 10 m oberoende av omgivning och GPS-mottagare (Andersen, et al., 2009). Den spatiala noggrannheten för skördardata får därmed anses vara god. Skattningarna inom beräkningsprogrammet hprGallring bygger på svenska och finska biomassafunktioner som vid uppföljningar visat sig stämma väl överens med kontrollmätningar (Siljebo, et al., 2017). I kombination med vetenskap om att skördardatamätningar är exakta (Arlinger, et al., 2008; Saathof, 2014; Nordström, et al., 2018) kan det anses att även mätningarna och skattningarna av skogliga variabler med skördardata är god. Något som även visats för skattningar av ståndortsindex (Hannrup, et al., 2015).

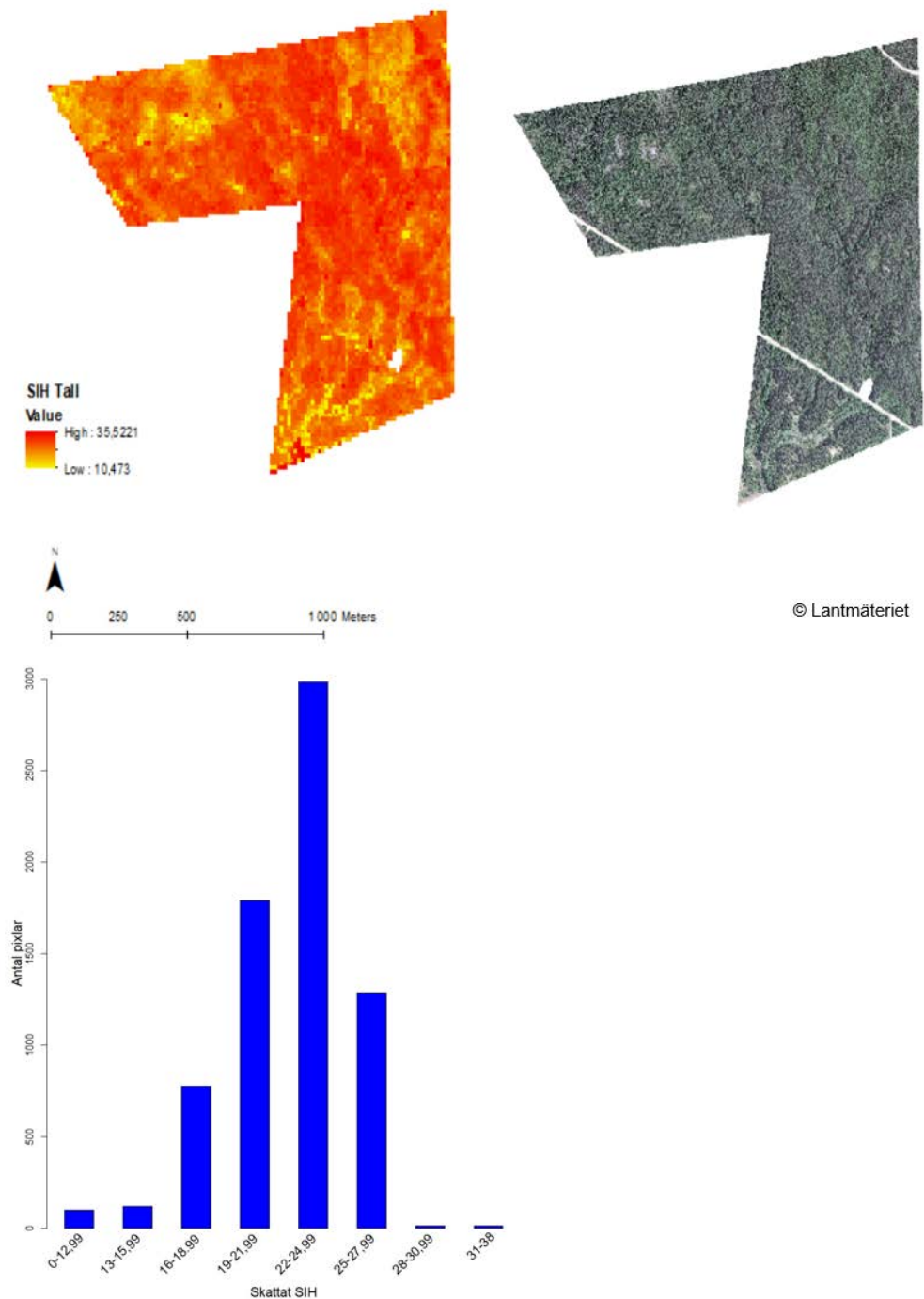
4.4 Delstudie 4: Förändring för Holmen Skog

I delstudie 4 har betydelsen av en förändring av metod att skatta SIH för Holmen Skogs skogsinnehav i Västerbotten utvärderats. Som en känslighetsanalys studerades hur användning av beståndsålder från beståndsregistret istället för ålder från provtytor skulle påverka skattningskvaliteten. Resultatet visade att skattningskvaliteten sänktes när ålder från beståndsregistret användes. Sänkningen av kvaliteten på skattningarna var dock relativt liten och visade inte någon genomgående större förändring mellan tall- och granbestånd. Vidare skattas Hgv utifrån data insamlat med flygburen laserskanning väl där RMSE för de bestånd som utvärderats i denna studie var 5,7%. Därmed kan man dra slutsatser om att en skattning av SIH med hjälp av grundtevägd medelhöjd givet av laserdata och beståndsålder är en funktionell metod att skatta SIH över Holmen Skogs innehav. Ståndortsindexskattningar med \widehat{SIH}_{ALS} blir därmed en billigare metod än nuvarande fältinventeringsmetoder för att skatta ståndortsindex eftersom både data rörande grundtevägd medelhöjd samt beståndsålder redan finns tillgängligt. Lägg därtill att om Holmen Skog uppdaterar beståndsregistret med ett skattat SIH får hela beståndsregistret en ståndortsindexuppgift skattat med en enhetlig metod jämfört med dagens två parallella skattningsmetoder av ståndortsindex.

Den genomsnittliga sänkningen av ståndortsindex för Holmen Skogs innehav i Västerbotten blir 0,6 m vid användning av \widehat{SIH}_{ALS} jämfört med uppgifter i nuvarande beståndsregister. Denna relativt låga sänkning av ståndortsindex bör inte påverka planeringen av skogliga åtgärder för Holmen Skog i någon större utsträckning. Detta blev även resultatet i fallstudien med Heureka PlanVis där effekten, en liten sänkning, av förändrat ståndortsindex inte hade någon större påverkan för tidpunkten av olika skogliga åtgärders utförande.

En möjlighet med skattningar av SIH på pixelnivå är möjligheten att se variation inom bestånd, figur 8, där trädhöjdsvariationer i laserskanningen kan ge indikationer om lokala variationer i ståndortsindex inom bestånd. I förlängningen kan det exempelvis innebära att beståndsgränser kan justeras utifrån SIH-skattningar. En pixelvis skattning av ståndortsindex kan även användas som bakgrundsinformation vid ståndortsanpassat skogsbruk, till exempel vid planering av hur många plantor som ska beställas till

nyplantering efter avverkning där noggrannare beräkningar av plantåtgång möjliggörs med mer högupplösta ståndortsindexskattningar (Friberg, et al., 2019).



Figur 8. Exempel på SIH-variation inom ett 110 ha bestånd, till vänster, där ortofotot, till höger, visar myrar i västra och södra delarna samt lägre skog i norra delen av beståndet där korresponderande SIH-skattningar är betydligt lägre än i de centrala delarna av beståndet. Histogrammet visar antalet pixlar i olika SIH-klasser skattade med \widehat{SIH}_{ALS} . \widehat{SI} för beståndet enligt beståndsregister: T25, Medelvärde för \widehat{SIH}_{ALS} : T23,5 SD=3,0 m.

Figure 8. Example of within stand site index variations in a 110 ha stand, to the left, where the orthophoto, to the right, shows mires in the western and southern parts as well as lower forest in the northern end of the stand where corresponding site index estimates are lower compared to the central part of the stand. The histogram shows the number of pixels in different site index classes estimated by. Site index according to the stand register: T25, Mean site index for the stand according to \widehat{SIH}_{ALS} : T23.5 SD=3.0 m.

4.4.1 Svagheter med studien

Vid simuleringar av hur ståndortsindex påverkar tidpunkt för skogliga åtgärder bör det beaktas att Heureka PlanVis enbart använder SIS givet av ståndortsfaktorer för tillväxt och åtgärdsmodellerna i programmet (Wikström, 2018). I föreliggande studie har använts istället för SIS, något som skulle kunna öka osäkerheten vid långtidsprognoser då Heureka PlanVis är utvecklat för en annan metod att skatta ståndortsindex. Detta i synnerhet då det är okänt om ståndortsindexangivelsen i beståndsregistret är SIS eller SIH. Vidare är urvalet för analyserna utförda i Heureka litet och det kan knappast sägas att urvalet speglar hela variationen inom ett beståndsregister.

4.5 Vidare studier

Med laserskanning vid två eller flera tidpunkter finns möjligheten att beräkna höjdtillväxt mellan de olika tidpunkterna för skanningarna. Höjdtillväxten kan sedan jämföras med höjduitvecklingskurvor för att skatta ståndortsindex. Detta är något som studeras för tillfället eftersom Lantmäteriet påbörjat en ny nationell laserskanning år 2018. Vidare har Socha et al. (2017) exempelvis redan utvärderat en metod med två skanningar med fem års intervall mellan skanningar och påvisat goda resultat där laserskanning med fem års intervall verkar vara en tillräckligt lång tid för att minimera det brus som laserskanning ger vid mätningar. Skanningar vid två tidpunkter förs även fram som ett sätt att mäta förändring av ståndortsindex över tid (Noordermer, et al., 2018). Vidare har upprepade laserskanningar över tid fördelen att det kan korrigera för felaktiga uppgifter om ålder inom beståndet då tillväxten kan beräknas utifrån ett känt tidsintervall (Noordermer, et al., 2018). Detta är ett nytt område som har potential att utvecklas vidare då det första försöket att skatta ståndortsindex från upprepade laserskanningar med areabaserade metoder nyligen har utvärderats, av Noordermer et al. (2018), med goda resultat.

Sekvensering av enskilda trädkronor från högupplöst laserdata kan vara en metod för att med fjärranalys bestämma det dominerande trädslaget och övre höjd, vilket i förlängningen kan ge ståndortsindex. Möjligheter att med en fjärranalysmetod säkert skatta trädålder bör också vara till nytta för att utveckla en fullt ut fjärranalysbaserad metod för att skatta ståndortsindex. Kandare et al. (2017) har utvecklat en metod för trädåldersskattning där hyperspektral data använts för att bestämma trädslag och där individuella trädkronor har använts för att skatta ståndortsindex. En metod som har potential att vara användbart vid ståndortsindexskattningar i framtiden.

Dataunderlaget för att dra några långtgående slutsatser om noggrannheten och användbarheten för metoden att skatta ståndortsindex med skördardata var för litet i föreliggande studie och här är det önskvärt med en mer omfattande studie i framtiden.

4.6 *Slutsats*

Noggrannheten för skattningar av ståndortsindex baserat på grundytavägd medelhöjd skattat från flygburen laserskanning och grundytavägd beståndsålder från fältinventering motsvarar noggrannheten för fältinventeringar av ståndortsindex. Noggrannheten för skattningar av ståndortsindex på beståndsnivå för tallbestånd med allmänt tillgänglig information är låg, vilket speglar att metoden är utvecklad för att skatta storskaliga förändringar av ståndortsindex på landsnivå. Indikationen är även att noggrannheten för skattningar av ståndortsindex med Skogforsks metod är jämförbar med skattningar av ståndortsindex baserat på grundytavägd medelhöjd skattat från flygburen laserskanning i kombination med grundytavägd beståndsålder. Dock var dataunderlaget för litet för att dra några säkrare slutsatser angående noggrannheten för skattningar av ståndortsindex med skördardata. Att ha möjlighet till högupplösta skattningar av ståndortsindex möjliggör för planering av skogliga åtgärder med högre detaljnivå jämfört med traditionella metoder, vilket kan vara användbart vid beståndsindelningar och planering av skogliga åtgärder.

Referenslista

- Agestam, E., 2015. *Skogsskötselserien nr 7, Gallring*, Jönköping: Skogsstyrelsen.
- Albrektson, A., Elfving, B., Lundqvist, L. & Valinger, E., 2012. *Skogsskötselserien – Skogsskötselns grunder och samband*, Jönköping: Skogsstyrelsen.
- Andersen, H.-E., Clarkin, T., Winterberger, K. & Strunk, J., 2009. An Accuracy Assessment of Positions Obtained Using Survey- and Recreational-Grade Global Positioning System Receivers across a Range of Forest Conditions within the Tanana Valley of Interior Alaska. *Western Journal of Applied Forestry*, 24(3), pp. 128-136.
- Anerud, E., 2003. *Kalibrering av ståndortsindex i ett beståndsregister*, Umeå: Sveriges lantbruksuniversitet. Institutionen för skoglig resurshushållning (Arbetsrapport 2003: 105).
- Anon., 2006. *Holmen handledningar röjning*. [Online]
Available at: https://www.holmen.com/globalassets/holmen-documents/publications/handledningar/rojning_sv.pdf
[Använd 4 Januari 2019].
- Anon., 2018. *Affärsområdet Holmen Skog*. [Online]
Available at: <https://www.holmen.com/sv/om-holmen/affarsomraden/holmen-skog/>
[Använd 22 02 2019].
- Anon., 2018. *Skogsdata 2018*. Uppsala: Sveriges Lantbruksuniversitet.
- Arlinger, J., Hannrup, B., Jönsson, P. & Möller, J. J., 2008. *Virkesvärdestest 2006*, Uppsala: Skogforsk, Redogörelse 5.
- Arlinger, J., Johan, M. J. & Sondell, J., 2003. *A description of pri-files - Background, structure and examples*, Uppsala: Skogforsk Arbetsrapport 559.
- Arlinger, J., Nordström, M. & Möller, J. J., 2012. *StanForD 2010 modern kommunikation med skogsmaskiner*, Uppsala: Skogforsk, Arbetsrapport 784.
- Bergquist, J. et al., 2016. *Kunskapsplattform för skogsproduktion - tillståndet i skogen, problem och tänkbara insatser och åtgärder*, Jönköping: Skogsstyrelsens förlag: Skogsstyrelsens meddelande vol. 1.
- Bhuiyan, N., Möller, J. J., Hannrup, B. & Arlinger, J., 2016. *Automatisk gallringsuppföljning Arealberäkning samt registrering av kranvinkel för identifiering av stickvägsträd och beräkning av gallringskvot*, Uppsala: Skogforsk Arbetsrapport 899.
- Bontemps, J.-D. & Bouriaud, O., 2014. Predictive approaches to forest site productivity: recent trends, challenges and future perspectives. *Forestry: An International Journal of Forest Research*, Band 87, pp. 109-128.

- Carlsson, T., 2003. *Dokumentation av indelningspaketet*, Uppsala: Skogforsk. Arbetsrapport 528.
- Chatterjee, S. & Hadi, A. S., 2006. *Regression Analysis by Example*. 4 Hrsg. Hoboken, NJ, USA ISBN 0471746967.: Wiley & Sons.
- Duvemo, K. & Lämås, T., 2006. The influence of forest data quality on planning processes in forestry. *Scandinavian Journal of Forest Research*, Band 21, pp. 327-339.
- Dănescu, A., Albrecht, A. T., Bauhus, J. & Kohnle, U., 2017. Geocentric alternatives to site index for modeling tree increment in uneven-aged mixed stands. *Forest Ecology and Management*, Band 392, pp. 1-12.
- Eggers, J., McEwan, A. & Conradie, B., 2009. Pinus saw timber tree optimisation in South Africa: a comparison of mechanised tree optimisation (harvester/processor) versus current manual methods. *Southern Forests*, 72(1), pp. 23-30.
- Eid, T., 2000. Use of Uncertain Inventory Data in Forestry Scenario Models and Consequential Incorrect Harvest Decisions. *Silva Fennica*, 34(2), pp. 89-100.
- Elfving, B., 2010a. Natural mortality in thinning and fertilisation experiments with pine and spruce in Sweden. *Forest Ecology and Management*, 260(3), pp. 353-360.
- Elfving, B., 2010b. *Growth modelling in the Heureka system*, Umeå: Sveriges lantbruksuniversitet.
- Elfving, B. & Nyström, K., 1996. Yield capacity of planted *Picea abies* in northern Sweden. *Scandinavian Journal of Forest Research*, Volume 11, pp. 38-49.
- Elfving, B., Tegnhammar, L. & Tveite, B., 1996. *Studies on Growth Trends of Forests in Sweden and Norway In: Spiecker H., Mielikäinen K., Köhl M., Skovsgaard J.P.*. Growth Trends in European Forests Hrsg. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Friberg, G. o.a., 2019. *Föryngringsplanering med hjälp av skördarinformation och geodata*, Uppsala: Skogforsk, Arbetsrapport 1002.
- Gatzliolis, D., 2007. *Lidar-derived Site Index in the U.S. Pacific Northwest - Challenges and Opportunities*, Espoo: ISPRS Workshop on Laser Scanning 2007 and SilviLaser 2007.
- Gatzliolis, D., Fried, J. S. & Monleon, V., 2010. Challenges to Estimating Tree Height via LiDAR in Closed-Canopy Forests: A Parable from Western Oregon. *Forest Science*, 56(2), pp. 139-155.
- Gobakken, T. & Naesset, E., 2008. Assessing effects of laser point density, groundsampling intensity, and field sample plot size on biophysical stand properties derived from laser scanner data. *Canadian Journal of Forest Research*, Band 38, pp. 1095-1109.

- Gustavsson, O. & Gunnarsson, E., 2013. *En utvärdering av hur olika metoder i Skogshögskolans boniteringssystem påverkar skattningen av ståndortsindex.*, Umeå: Institutionen för skogens ekologi och skötsel, Sveriges Lantbruksuniversitet .
- Hannrup, B., Bhuiyan, N. & Möller, J. J., 2011. *Utvärdering av ett system för beräkning och återföring av skördarbaserad information till skogliga register och planeringssystem*, Uppsala: Skogforsk Arbetsrapport 757.
- Hannrup, B., Bhuiyan, N. & Möller, J. J., 2015. *Rikstäckande utvärdering av ett system för automatiserad gallringsuppföljning*, Uppsala: Skogforsk, Arbetsrapport 857.
- Holmgren, J., Barth, A., Larsson, H. & Olsson, H., 2012. Prediction of Stem Attributes by Combining Airborne Laser Scanning and Measurements from Harvesters. *Silva Fennica*, 2(46), pp. 227-239.
- Holmström, H., Nilsson, M. & Ståhl, G., 2001. Simultaneous Estimations of Forest Parameters using Aerial Photograph Interpreted Data and the k Nearest Neighbour Method. *Scandinavian Journal of Forest Research*, Band 16, pp. 67-78.
- Holopainen, M. et al., 2010. Site-type estimation using airborne laser scanning and stand register data. *The Photogrammetric Journal of Finland*, Volume 22, pp. 16-32.
- Hägglund, B. & Lundmark, J.-E., 1977. Site index estimation by means of site properties Scots pine and Norway spruce in Sweden. *Studia Forestalia Suecica*, Volume 138, pp. 1-38.
- Hägglund, B. & Lundmark, J.-E., 1987. *Handbok i Bonitering Del 2 Diagram och tabeller*. 3 red. Jönköping: Skogsstyrelsen.
- Höck, B. K., Payn, T. W. & Shirley, J. W., 1993. Using a geographic information system and geostatistics to estimate site index of Pinus radiata for Kaingaroa forest, New Zealand. *New Zealand Journal of Forestry Science*, 23(3), pp. 264-277.
- Kandare, K. et al., 2017. Individual tree crown approach for predicting site index in boreal forests using airborne laser scanning and hyperspectral data. *International Journal of applied Earth Observation and Geoinformation*, Band 60, pp. 72-82.
- Kiljunen, N., 2002. Estimating Dry Mass of Logging Residues from Final Cuttings Using a Harvester Data Management System. *International Journal of Forest Engineering*, Band 13, pp. 17-25.
- Korpela, I., Tuomola, T., Tokala, T. & Dahlin, B., 2008. Appraisal of Seedling Stand Vegetation with Airborne Imagery and Discrete-Return LiDAR - an Exploratory Analysis. *Silva Fennica*, 42(5), pp. 753-772.
- Lantmäteriet, 2015. *GSD-Höjddata, grid 2+*, Gävle: Lantmäteriet.

- Leitner, T., Stampfer, K. & Visser, R., 2014. Analysing log length measurement accuracy of harvester and processor heads. *Austrian Journal of Forest Science*, Band 131, pp. 129-146.
- Lillesand, T., Kiefer, R. W. & Chipman, J., 2014. *Remote Sensing and Image Interpretation*. 7 ISBN: 978-1-118-34328-9 Hrsg. New York: John Wiley & Sons.
- Lindgren, O., 2018. *Inventeringsmetodik* [Interview] (06 December 2018).
- Lundgren, J. & Owemyr, P., 2010. *Noggrannhetskontroll av laserdata för ny nationell höjdmodell*, Gävle: Högskolan i Gävle.
- Lundmark, J.-E., 1986. *Skogsmarkens ekologi: ståndortsanpassat skogsbruk Del 1 Grunder*. Jönköping: Skogsstyrelsen.
- Lundqvist, L., Lindroos, O. & Hallsby, G., 2014. *Skogsskötselserien nr 20, Slutavverkning*. Jönköping: Skogsstyrelsen.
- Maltamo, M., Naesset, E. & Vauhkonen, J., 2014. *Forestry Applications of Airborne Laser Scanning - Concepts and Case Studies*. 1 ISBN 978-94-017-8663-8 Hrsg. Dordrecht Heidelberg New York London: Springer.
- Mederski, P. S. et al., 2018. Investigation of Log Length Accuracy and Harvester Efficiency in Processing of Oak Trees. *Croatian Journal of Forest Engineering*, 39(2), pp. 173-181.
- Mekälä, H. & Pekkarinen, A., 2004. Estimations of forest stand volumes by Landsat TM imagery and stand-level field-inventory data. *Forest Ecology and Management*, Band 196, pp. 245-255.
- Mestre, S., Alegria, C., Durães Albuquerque, M. T. & Goovaerts, P., 2017. Developing an index for forest productivity mapping - A case study for maritime pine production regulation in Portugal. *Revista Árvore*, 41(3), pp. 1-11.
- Miettinen, M., Kulovesi, J., Kalmari, J. & Visala, A., 2010. New Measurement Concept for Forest Harvester Head. In: *Field and Service Robotics*. Berlin: Springer, pp. 35-44.
- Möller, J. J. et al., 2011b. *Ett system för beräkning och återföring av skördarbaserad information till skogliga register- och planeringssystem*, Uppsala: Skogforsk, Arbetsrapport 756.
- Möller, J. J. et al., 2011a. *Harvester data as a base for management of forest operations and feedback to forest owners*. White River, South Africa, Department of Forest and Wood Science, Faculty of AgriSciences, Stellenbosch University.
- Möller, J. J., Arlinger, J. & Nordström, M., 2013. *Test av StandForD 2010*, Uppsala: Skogforsk, Arbetsrapport 798.
- Naesset, E., 2004. Accuracy of Forest Inventory Using Airborne Laser scanning:

Evaluating the First Nordic Full-scale Operational Project. *Scandinavian Journal of Forest Research*, Band 19, pp. 554-557.

Naesset, E., 2007. Airborne laser scanning as a method in operational forest inventory: Status of accuracy assessments accomplished in Scandinavia. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 22(5), pp. 433-442.

Naesset, E. & Bjeknes, K.-O., 2001. Estimating tree heights and number of stems in young forest stands using airborne laser scanner data. *Remote Sensing of Environment*, Band 78, pp. 328-340.

Naesset, E. et al., 2004. Laser scanning of forest resources: the nordic experience. *Scandinavian Journal of Forest Research*, Band 19, pp. 482-499.

Nelson, R., Krabill, W. & Tonelli, J., 1988. Estimating Forest Biomass and Volume Using Airborne Laser Data. *Remote Sensing of Environment*, Band 24, pp. 247-267.

Nilsson, M. et al., 2017. A nationwide forest attribute map of Sweden predicted using airborne laser scanning data and field data from the National Forest Inventory. *Remote Sensing of Environment*, Volume 194, pp. 447-454.

Noordermer, L., Bollandsås, O. M., Terje, G. & Naesset, E., 2018. Direct and indirect site index determination for Norway spruce and Scots pine using bitemporal airborne laser scanner data. *Forest Ecology and Management*, Band 428, pp. 104-114.

Nordkvist, K., Lindberg, E., Holmgren, J. & Olofsson, K., 2017. *Skogshushållningsserien, Skoglig Fjärranalys, Laserdata i fjärranalys*, Umeå: Sveriges Lantbruksuniversitet.

Nordström, M. et al., 2018. *Virkesvärdestest 2016*, Uppsala: Skogforsk.

Nyström, K., personlig kommunikation 2018. Umeå: s.n.

Närhi, M. et al., 2008. Kuusen taimikoiden inventointi ja taimikonhoidon iireellisyyden määrittäminen aserkeilauksen ja metsäsuunnitelmätietojen avulla. *Metsätieteen aikakauskirja*, Band 1, pp. 5-15.

Packalén, P., Mehtätalo, L. & Maltamo, M., 2011. ALS-based estimation of plot volume and site index in a eucalyptus plantation with a nonlinear mixed-effect model that accounts for the clone effect. *Annals of Forest Science*, Volume 68, pp. 1085-1092.

Persson, C., 2008. *Tillväxt och potentiell sågtimmerkvalitet i gallringsmogna jämförelspanteringar med Pinus contorta och P. sylvestris*, Umeå: Sveriges lantbruksuniversitet.

R Core Team, 2016. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Wien, Österrike: R Foundation for Statistical Computing.

Rasinmäki, J. & Melkas, T., 2005. A method for estimating tree composition and volume using harvester data. *Scandinavian Journal of Forest Research*, Band 20, pp. 85-95.

Reese, H. et al., 2003. Countrywide estimates of forest variables using satellite data and field data from the national forest inventory. *AMBIO*, Volume 32, pp. 542-548.

Saathof, D., 2014. *An Investigation of Measurement Accuracy and Productivity of a Waratah HTH 625c Processor Head*, Christchurch, New Zealand: New Zealand School of Forestry University of Canterbury.

SFS 2014:1027 (2018) Stockholm: Näringsdepartementet.

SFS 2018:1413 (2018) Stockholm: Näringsdepartementet.

Sharma, R. P., Brunner, A. & Eid, T., 2012. Site index prediction from site and climate variables for Norway spruce and Scots pine. *Scandinavian Journal of Forest Research*, Band 27, pp. 619-636.

Siljebo, W., Möller, J. J., Hannrup, B. & Bhuiyan, N., 2017. *hprCM - modul för beräkning av trädgenskaper och skogsbränslekvantiteter baserat på skördardata*, Uppsala: Skogforsk, Arbetsrapport 944.

Skogsstyrelsen, 1985. *Gallringsmallar*. Jönköping: Skogsstyrelsen.

Skogsstyrelsen, 2017. *Skogsdataportalen*. [Online]
Available at: <http://skogsdataportalen.skogsstyrelsen.se/Skogsdataportalen/>
[Accessed 30 09 2018].

Skovsgaard, J. P. & Vanclay, J. K., 2008. Forest site productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. *Forestry: An International Journal of Forest Research*, Band 81, pp. 13-31.

Socha, J., Pierzchalski, M., Bałazy, R. & Ciesielski, M., 2017. Modelling top height growth and site index using repeated laser scanning data. *Forest Ecology and Management*, Band 406, pp. 307-317.

Stearns-Smith, S., 2001. Making sense of site index estimates in British Columbia: A quick look at the bigger picture. *B.C. Journal of Ecosystems and Management*, 1(2 Extension Note), pp. 1-4.

Stenberg, P. et al., 2004. Reduced Simple Ratio Better than NDVI for Estimating LAI in Finnish Pine and Spruce Stands. *Silva Fennica*, Volume 38, pp. 3-14.

Ståhl, G., 1992. *En studie av kvalitet i skogliga avdelningsdata som insamlats med subjektiva inventeringsmetoder*, Umeå: Institutionen för biometri och skogsindelning, Sveriges Lantbruksuniversitet. Rapport 24.

Söderberg, J., personlig kommunikation. *Skogforsk SI-skattningar*. 2018: s.n.

Tompalski, P., Coops, N. C., White, J. C. & Wulder, M. A., 2015. Augmenting Site Index Estimation with Airborne Laser Scanning Data. *Forest Science*, Volume 61, pp. 861-873.

Wallerman, J. et al., 2015. *Estimating forest age and site productivity using time series of 3D remote sensing data*. Milan, Italy, In International geoscience and remote sensing symposium (IGARSS) doi: 10.1109/IGARSS.2015.7326529, pp. 3321-3324.

Wikström, P., 2018. *Heureka Help*. [Online]

Available at:

https://www.heurekaslu.se//help/index.html?importera_enstaka_bestand.htm

[Använd 01 March 2019].

Wikström, P. et al., 2011. The Heureka Forestry Decision Support System: An Overview. *Mathematical and Computational Forestry & Natural-Resource Sciences* , 3(2), pp. 87-94.

Wilhelmsson, E., personlig kommunikation. s.l.:s.n.

Wilhelmsson, E., Petersson, H. & Nyström, K., 2018. *Funktioner för skattning av ståndortsindex för tall på skogsmark utifrån allmänt tillgänglig information*, Umeå: Sveriges lantbruksuniversitet. Institutionen för skoglig resurshushållning.

Åge, P.-J., 1985. *Forest Inventory - Photo Interpretation*, Gävle: Lantmäteriet .

Östman, P., personlig kommunikation 2018. Umeå: s.n.

Bilaga 1a Modellrapport: funktioner för skattning av SIH (Tall)

SIMULTANEOUS FIT, PINE STANDS (SIH, HGV 10 M YTAN, AGE)
 $SIH = HGV1 * EXP(B0/B1) - B0/100$
 $B0 = A0 + A1 * LN(HGV1); B1 = C0 + C1 * AGE$
 $HGV1 = D0 * SIH * (1 - D1 * EXP(-D2 * AGE))^{**D2}$
 $HGV2 = HGV1 * ((1 - EXP(-D1 * AGE(T2))) / (1 - EXP(-D1 * AGE(T1))))^{**D2}$

10:25 Monday, October 8, 2018 1

The SYSNLIN Procedure

Model Summary	
Model Variables	7
Endogenous	1
Exogenous	5
Parameters	7
Equations	3
Number of Statements	7

Model Variables	HGV101 HGV102 SIH BALD1 BALD2 tpx TSUM
Parameters(Value)	A0(200) A1(-50) C0(55) C1(0.33) D0(1.2) D1(0.1) D2(1.7)
Equations	SIH HGV101 HGV102

Note: The parameter D1 is shared by 2 of the equations to be estimated.

Note: The parameter D2 is shared by 2 of the equations to be estimated.

The 3 Equations to Estimate	
SIH =	F(A0, A1, C0, C1)
HGV101 =	F(D0, D1, D2)
HGV102 =	F(D1, D2)

NOTE: At SUR Iteration 9 CONVERGE=0.001 Criteria Met.

The SYSNLIN Procedure SUR Estimation Summary

Data Set Options	
DATA=	B1

Minimization Summary	
Parameters Estimated	7
Method	Gauss
Iterations	9
Subiterations	11
Average Subiterations	1.222222

Final Convergence Criteria	
R	0.000965
PPC(A1)	0.000541
RPC(A1)	0.015735
Object	0.00019
Trace(S)	9.537982
Objective Value	2.694601

Observations Processed	
Read	1115
Solved	1115
First	17
Last	11019

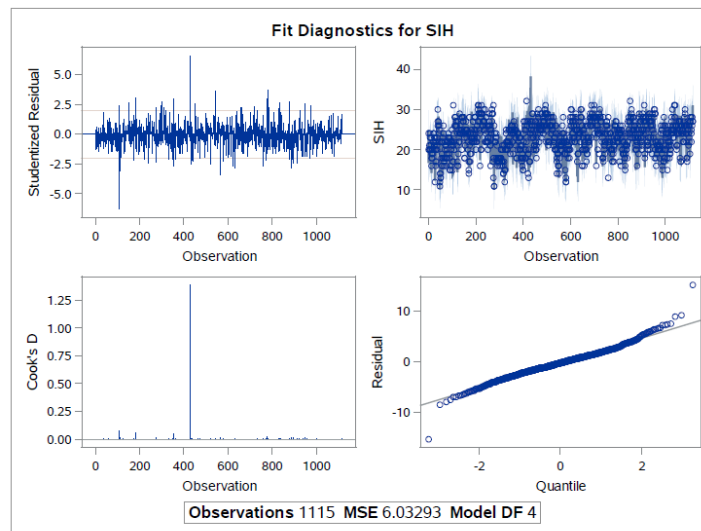
The SYSNLIN Procedure

Nonlinear SUR Summary of Residual Errors							
Equation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R-Square	Adj R-Sq
SIH	4	1111	6702.6	6.0329	2.4562	0.6035	0.6024
HGV101	2	1113	2824.3	2.5375	1.5930	0.8925	0.8924
HGV102	1	1114	1077.8	0.9675	0.9836	0.9568	0.9568

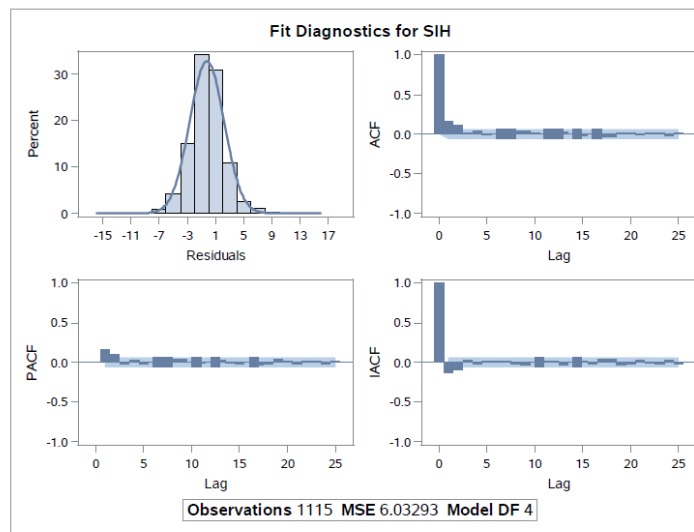
Nonlinear SUR Parameter Estimates				
Parameter	Estimate	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t
A0	216.1201	16.8351	12.84	<.0001
A1	-48.4989	4.1673	-11.64	<.0001
C0	38.53941	1.9792	19.47	<.0001
C1	0.487289	0.0109	44.54	<.0001
D0	1.107825	0.0163	67.82	<.0001
D1	0.01932	0.000746	25.91	<.0001
D2	1.284697	0.0305	42.17	<.0001

Number of Observations		Statistics for System	
Used	1115	Objective	2.6946
Missing	0	Objective*N	3004

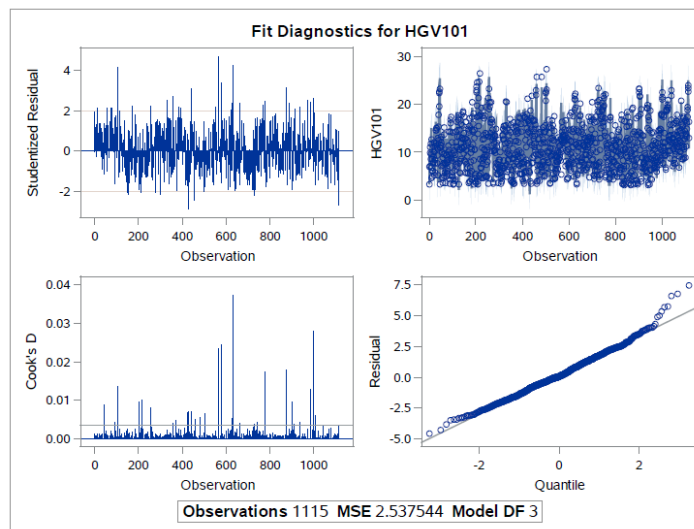
The SYSNLIN Procedure



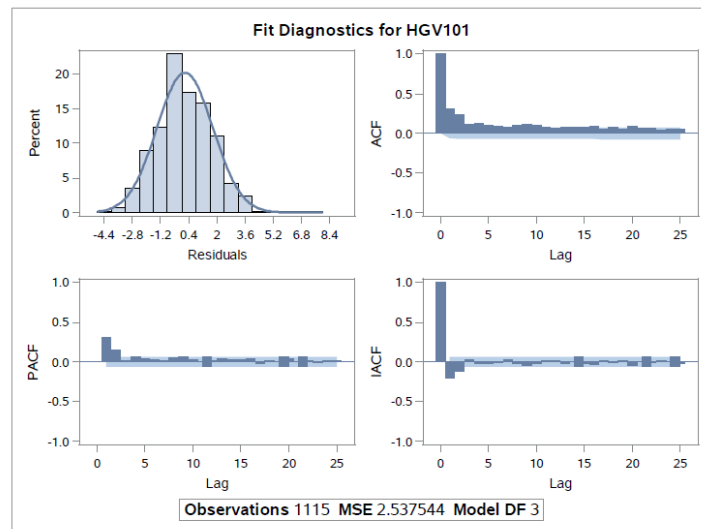
The SYSNLIN Procedure



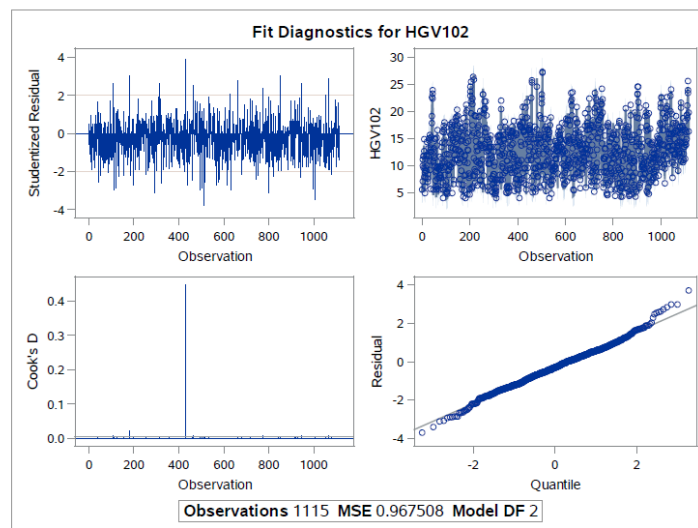
The SYSNLIN Procedure



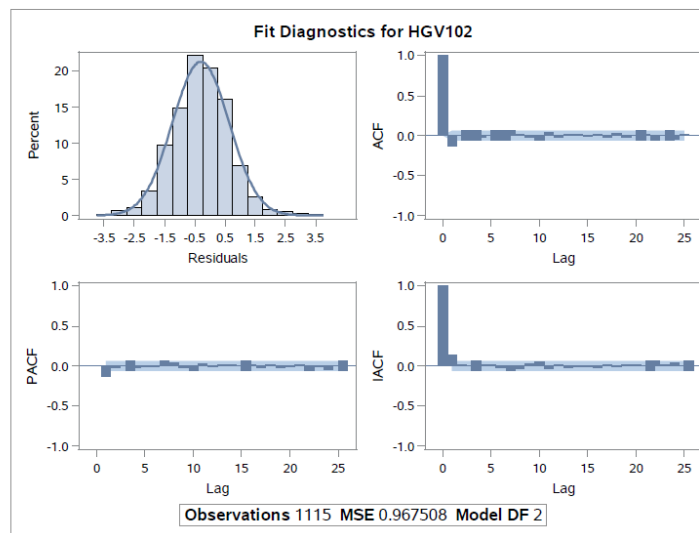
The SYSNLIN Procedure



The SYSNLIN Procedure



The SYSNLIN Procedure



The SYSNLIN Procedure

Covariance of Residuals Matrix Used for Estimation			
	SIH	HGV101	HGV102
SIH	5.131955	-2.127368	0.6783623
HGV101	-2.127368	2.484565	-0.5026850
HGV102	0.678362	-0.502685	0.9727396

Covariance of Residuals			
	SIH	HGV101	HGV102
SIH	6.032930	-3.208556	0.9613690
HGV101	-3.208556	2.537544	-0.5738520
HGV102	0.961369	-0.573852	0.9675077

Correlations of Residuals			
	SIH	HGV101	HGV102
SIH	1.0000	-0.8200	0.3979
HGV101	-0.8200	1.0000	-0.3662
HGV102	0.3979	-0.3662	1.0000

The SYSNLIN Procedure

Model Summary	
Model Variables	7
Endogenous	1
Exogenous	5
Parameters	7
Equations	3
Number of Statements	7

Model Variables	HGV101 HGV102 SIH BALD1 BALD2 tpx TSUM
Parameters(Value(t Value))	A0(216.12006633(12.837495177)) A1(-48.49892202(-11.63804596)) C0(38.539412838(19.471934685)) C1(0.4872887932(44.541296533)) D0(1.1078248065(67.815626361)) D1(0.0193197429(25.907228384)) D2(1.2846969282(42.169664953))
Equations	SIH HGV101 HGV102

The SYSNLIN Procedure Single-Equation Simulation

Data Set Options	
DATA=	B1

Solution Summary	
Variables Solved	1
Solution Method	NEWTON
CONVERGE=	1E-8
Maximum CC	0
Maximum Iterations	1
Total Iterations	1115
Average Iterations	1

Observations Processed	
Read	1115
Solved	1115
First	17
Last	11019

Variables Solved For	HGV102
----------------------	--------

Bilaga 1b Modellrapport: funktioner för skattning av SIH (Gran)

SIMULTANIOUS FIT, SPRUCE STANDS (SIH, HGV 10 M YTAN, AGE)
 $SIH = HGV1 * EXP(B0/B1 - B0/100)$
 $B0 = A0 + A1 * LN(HGV1); B1 = C0 + C1 * AGE$
 $HGV1 = D0 * SIH * (1 - D1 * EXP(-D2 * AGE))^{**D2}$
 $HGV2 = HGV1 * ((1 - EXP(-D1 * AGE(T2))) / (1 - EXP(-D1 * AGE(T1))))^{**D2}$

10:25 Monday, October 8, 2018 1

The SYSNLIN Procedure

Model Summary	
Model Variables	7
Endogenous	1
Exogenous	5
Parameters	7
Equations	3
Number of Statements	7

Model Variables	HGV101 HGV102 SIH BALD1 BALD2 b0 TSUM
Parameters(Values)	A0(200) A1(-50) C0(55) C1(0.33) D0(1.2) D1(0.1) D2(1.7)
Equations	SIH HGV101 HGV102

Note: The parameter D1 is shared by 2 of the equations to be estimated.

Note: The parameter D2 is shared by 2 of the equations to be estimated.

The 3 Equations to Estimate	
SIH =	F(A0, A1, C0, C1)
HGV101 =	F(D0, D1, D2)
HGV102 =	F(D1, D2)

NOTE: At SUR Iteration 20 CONVERGE=0.001 Criteria Met.

The SYSNLIN Procedure SUR Estimation Summary

Data Set Options	
DATA=	B1

Minimization Summary	
Parameters Estimated	7
Method	Gauss
Iterations	20
Subiterations	34
Average Subiterations	1.7

Final Convergence Criteria	
R	0.000761
PPC(A1)	0.00419
RPC(A1)	0.008717
Object	0.000124
Trace(S)	14.95362
Objective Value	2.68771

Observations Processed	
Read	236
Solved	236
First	119
Last	7718

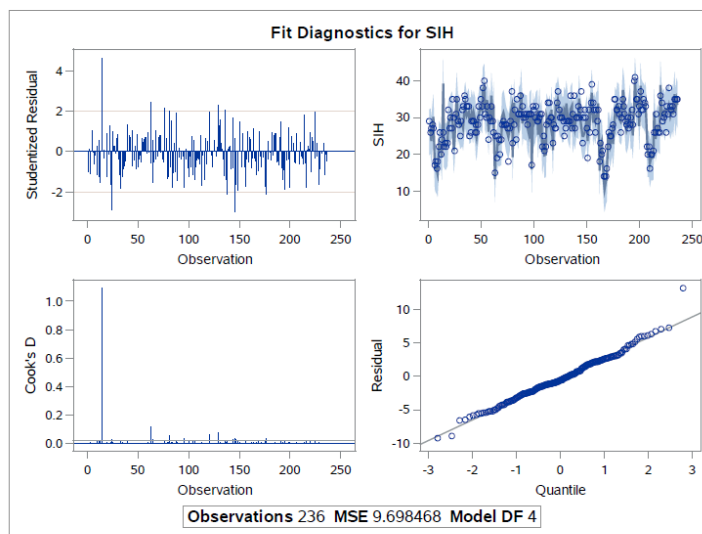
The SYSNLIN Procedure

Nonlinear SUR Summary of Residual Errors							
Equation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R-Square	Adj R-Sq
SIH	4	232	2250.0	9.6985	3.1142	0.6578	0.6534
HGV101	2	234	870.8	3.7215	1.9291	0.9046	0.9042
HGV102	1	235	360.4	1.5336	1.2384	0.9570	0.9570

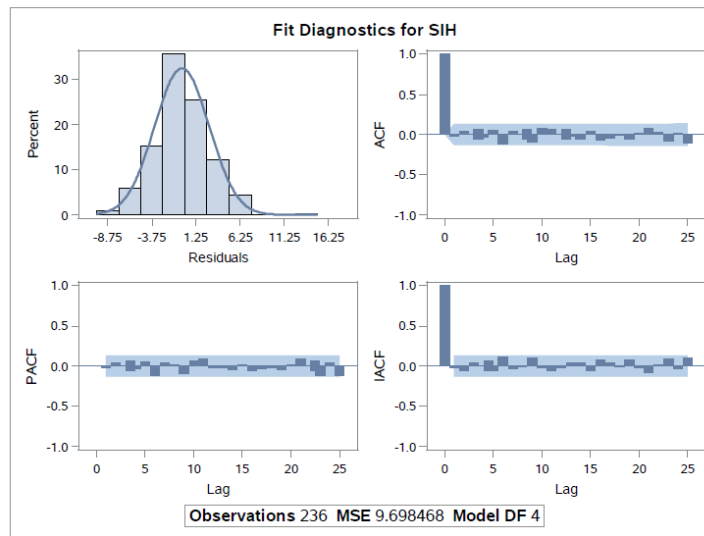
Nonlinear SUR Parameter Estimates				
Parameter	Estimate	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t
A0	308.5228	71.2281	4.33	<.0001
A1	-67.6501	16.7063	-4.05	<.0001
C0	47.64887	6.0199	7.92	<.0001
C1	0.396957	0.0341	11.62	<.0001
D0	1.025744	0.0344	29.81	<.0001
D1	0.020697	0.00181	11.44	<.0001
D2	1.289248	0.0705	18.29	<.0001

Number of Observations		Statistics for System	
Used	236	Objective	2.6877
Missing	0	Objective*N	634.2996

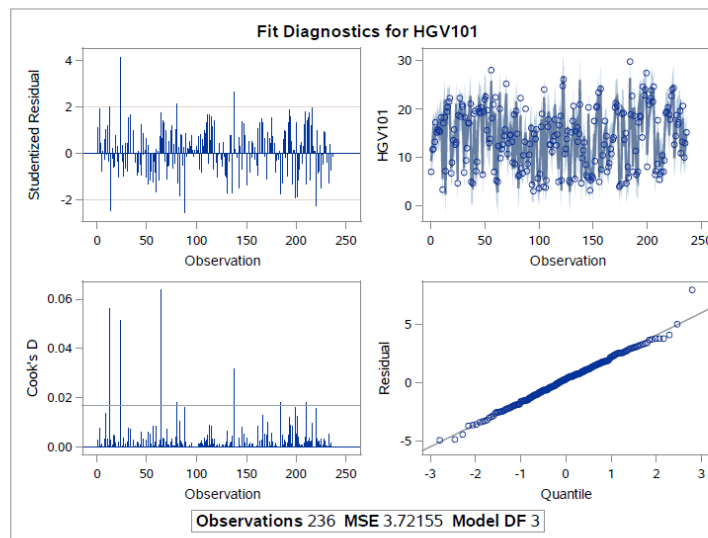
The SYSNLIN Procedure



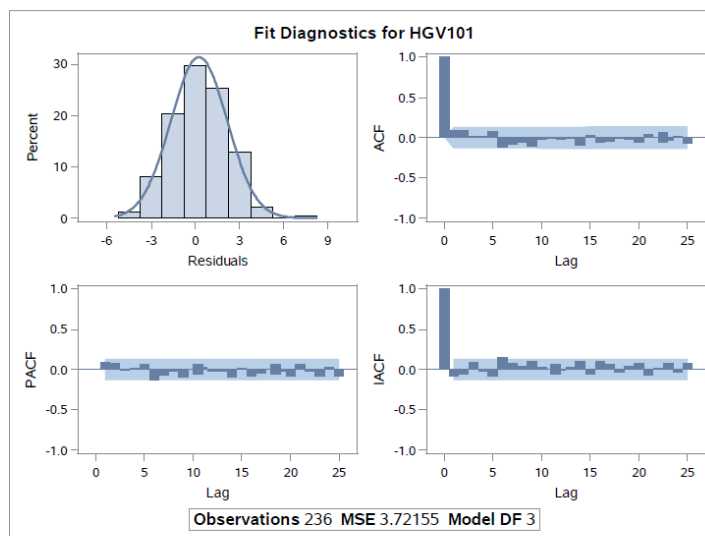
The SYSNLIN Procedure



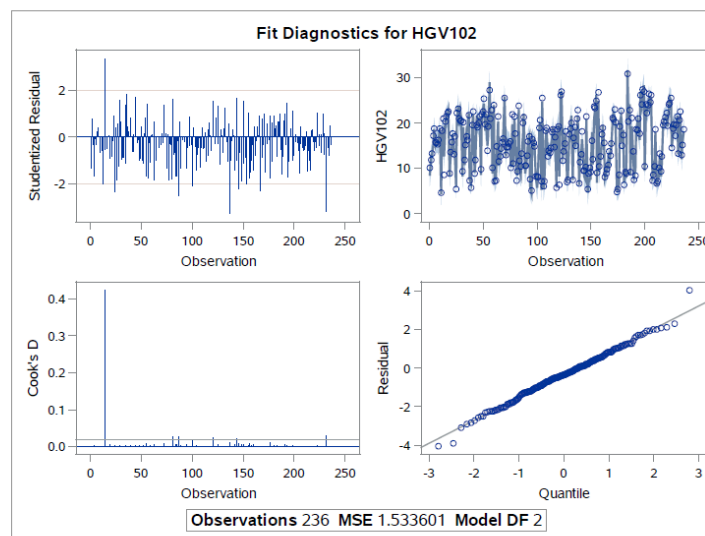
The SYSNLIN Procedure



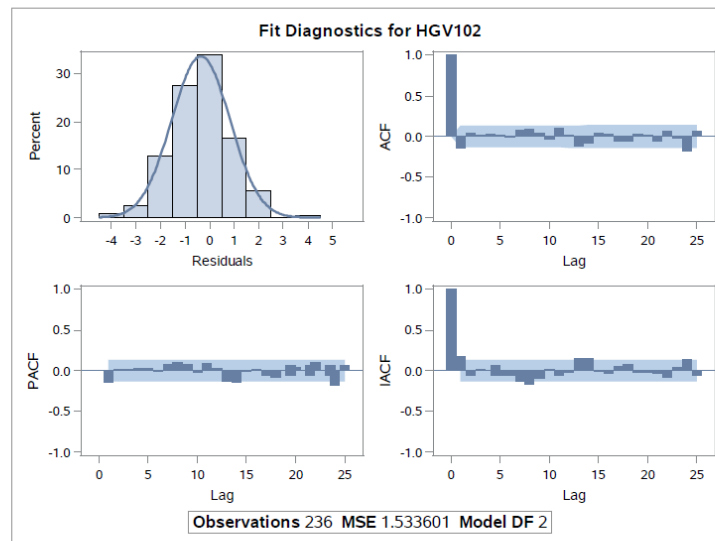
The SYSNLIN Procedure



The SYSNLIN Procedure



The SYSNLIN Procedure



The SYSNLIN Procedure

Covariance of Residuals Matrix Used for Estimation			
	SIH	HGV101	HGV102
SIH	8.317489	-3.374977	1.351890
HGV101	-3.374977	3.647592	-0.929639
HGV102	1.351890	-0.929639	1.533330

Covariance of Residuals			
	SIH	HGV101	HGV102
SIH	9.698468	-4.887972	1.822332
HGV101	-4.887972	3.721550	-1.016065
HGV102	1.822332	-1.016065	1.533601

Correlations of Residuals			
	SIH	HGV101	HGV102
SIH	1.0000	-0.8136	0.4725
HGV101	-0.8136	1.0000	-0.4253
HGV102	0.4725	-0.4253	1.0000

The SYSNLIN Procedure

Model Summary	
Model Variables	7
Endogenous	1
Exogenous	5
Parameters	7
Equations	3
Number of Statements	7

Model Variables	HGV101 HGV102 SIH BALD1 BALD2 fpx TSUM
Parameters(Value(Value))	A0(308.52284668(4.3314739097)) A1(-67.65014661(-4.049378086)) C0(47.648872162(7.9152638522)) C1(0.3969570885(11.6247473)) D0(1.0257442349(29.805625534)) D1(0.0206972523(11.442424138)) D2(1.2892480223(18.292466575))
Equations	SIH HGV101 HGV102

The SYSNLIN Procedure
Single-Equation Simulation

Data Set Options	
DATA=	B1

Solution Summary	
Variables Solved	1
Solution Method	NEWTON
CONVERGE=	1E-8
Maximum CC	0
Maximum Iterations	1
Total Iterations	236
Average Iterations	1

Observations Processed	
Read	236
Solved	236
First	119
Last	7718

Variables Solved For	HGV102
----------------------	--------